

**Ingrid Broch Raaholt  
Ane Marthe Lines**

---

# **Kvoteringsloven og endringer i lederlønn**

**En studie av kvoteringsloven og endringer i lederlønn fra  
2003 til 2009**

## **Sammendrag**

Denne oppgaven tar for seg kvinneandel i norske selskapsstyrer og lederlønninger fra 2003 til 2009. Hovedfokuset er rettet mot å finne ut om lederlønninger har endret seg etter loven om kvinnerepresentasjon i styret som ble innført i 2006. Med bakgrunn i eksisterende litteratur tar oppgaven for seg ulike forestillinger om at kvinner og menn i selskapsledelse er forskjellige, og vi forsøker å forklare hvorfor disse ulikhetene kan føre til endringer i lederlønninger. I tillegg bidrar studien til å skape innsikt og forståelse om lederlønninger, og viser samtidig hvor kompleks det kan være å beregne lønnen til udiversifiserte og risikoaverse toppledere.

Vi finner signifikant økning i lederlønnene etter kvoteringsloven. Ved å analysere ulike deler av kompensasjonen til topplederne finner vi at det variable elementet har økt mer enn andel fast lønn. Dette kan bety at kvinner foretrekker mer prestasjonsbasert belønning enn menn.

## **Abstract**

This thesis explores gender diversity in Norwegian corporate governance and executive compensation from 2003 to 2009. The main focus is to study changes in the executive compensation as a result from the gender balance law, which was implemented in 2006. Based on former research the thesis investigates ideas about female directors being different from their male peers. We attempt to explain why these differences may lead to changes in executive compensation. In addition, the thesis provides knowledge and understanding about executive compensation and shows how complex it can be to estimate compensation for undiversified and risk-averse executives.

We find that CEO pay rises after the quota. By analysing the different elements in the compensation, we find that variable pay rises more than the proportion of fixed pay. This can indicate that female directors prefer more performance related compensation than men.

## **Forord**

Denne masteroppgaven er skrevet som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Høgskolen i Oslo og Akershus. Det å skrive en masteroppgave har vært en interessant og utfordrende prosess, men mest av alt lærerikt. I mastergraden har vi fordypet oss i to ulike fagretninger, og i dette arbeidet har det styrket oss faglig.

Vi ble først og fremst introdusert for lederlønninger og kvinner i styret gjennom faget Eierstyring og selskapsledelse. I dette kurset fikk vi innsikt og kunnskap om lederlønnteori samt kjennskap til kjønnskoteringsloven. Begge synes disse temaene er både spennende og interessante og derfor valgte vi å studere dette i vår masteroppgave.

Vi vil takke vår veileder Øystein Strøm for gode råd og innspill og for å alltid ha vært tilgjengelig i hele prosessen. Hans veiledning har vært svært verdifull og har bidratt til å styrke denne oppgaven. Vi vil også takke venner og familie for god hjelp og støtte i arbeidet med masteroppgaven.

Oslo, 27.05.2015

Ingrid Broch Raaholt og Ane Marthe Lines

# Innholdsfortegnelse

<b>Sammendrag</b> .....	<b>1</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>1</b>
<b>Forord</b> .....	<b>2</b>
<b>1. Innledning</b> .....	<b>5</b>
<b>1.1 Formål</b> .....	<b>5</b>
<b>1.2 Bakgrunn</b> .....	<b>5</b>
<b>1.3 Problemstilling</b> .....	<b>6</b>
<b>1.4 Oppgavens struktur</b> .....	<b>6</b>
<b>2. Teori</b> .....	<b>7</b>
<b>2.1 Lederlønn</b> .....	<b>7</b>
2.1.1 Agentteori.....	8
2.1.2 Opsjoner.....	10
2.1.3 Fastsettelsen av lederlønn.....	12
2.1.4 Lederlønnsutvikling internasjonalt.....	13
2.1.5 Lederlønnsutvikling i Norge.....	14
2.1.6 Lederlønnsreguleringer i Norge.....	15
<b>2.2 Kvinner i styret: Hypoteser</b> .....	<b>17</b>
2.2.1 Kvinner i styret og lederlønn.....	19
2.2.2 Kvinnelige styremedlemmer.....	20
2.2.3 Kjønnforskjeller i selskapsledelse.....	22
<b>3. Data</b> .....	<b>27</b>
<b>3.1 Datainnsamling</b> .....	<b>27</b>
<b>3.2 Beregning av opsjoner</b> .....	<b>28</b>
3.2.1 Case: Orkla.....	31
3.2.2 Telenor.....	43
3.2.3 Schibsted.....	45
3.2.4 Oppsummering av opsjonsberegninger.....	45
<b>4. Metode</b> .....	<b>47</b>
<b>4.1 Oversikt over metode</b> .....	<b>47</b>
<b>4.2 T-test</b> .....	<b>47</b>
<b>5. Resultater</b> .....	<b>49</b>
<b>5.1 Lederlønnsutvikling</b> .....	<b>49</b>
5.1.1 Lønn og selskapsstørrelse.....	57
5.1.2 Oppsummering lederlønnsutvikling.....	58
<b>5.2 Kvinneandel</b> .....	<b>58</b>
<b>5.3 Test av hypoteser</b> .....	<b>60</b>
<b>5.4 Robustsjekk</b> .....	<b>63</b>
5.4.1 Regresjonsmodell.....	64
<b>6. Diskusjon og konklusjon</b> .....	<b>66</b>
<b>6.1 Diskusjon</b> .....	<b>66</b>
<b>6.2 Konklusjon</b> .....	<b>69</b>
<b>6.3 Svakheter ved dette studiet og videre forskning</b> .....	<b>70</b>
<b>7. Litteraturliste</b> .....	<b>72</b>
<b>8. Appendiks</b> .....	<b>78</b>



## Figurer

Figur 1: Gevinstprofil 1. ....	42
Figur 2: Gevinstprofil 2. ....	43
Figur 3: Opsjonstildeling Telenor. ....	44
Figur 4: Gjennomsnittlig total godtgjørelse til konsernsjef, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000. ....	49
Figur 5: Total lønn til konsernsjef i gjennomsnitt og median, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000. ....	50
Figur 6: Lederlønnssammensetning. Fem selskaper. ....	52
Figur 7: Fast og variabel lønn til konsernsjef, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000. ....	54
Figur 8: Sammensetning av fast og variabel lønn til konsernsjef, 2003-2009. Fem selskaper. ....	54
Figur 9: Opsjonsavlønning til konsernsjef i 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000. ....	56
Figur 10: Prosentandel kvinner i styret i ASA-er fra 2002-2012. ....	59
Figur 11: Prosentandel kvinner i styret i ASA-er fra 2003-2009. ....	59
Figur 12: Samlet lønn og kvinneandel i styret i utvalget, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000. ....	64

## Tabeller

Tabell 1: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2003. ....	33
Tabell 2: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2004. ....	33
Tabell 3: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2005. ....	34
Tabell 4: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2006. ....	34
Tabell 5: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2007. ....	37
Tabell 6: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2008. ....	39
Tabell 7: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2009. ....	41
Tabell 8: Opsjonsverdier i Orkla 2003-2009. ....	41
Tabell 9: Opsjonsverdier i Orkla, Telenor og Schibsted 2003-2009. ....	45
Tabell 10: Samlet lønn til konsernsjef. Tall i 1000. ....	51
Tabell 11: Lederlønnssammensetning. Tall i 1000. ....	53
Tabell 12: Andel fast lønn til konsernsjef, 2003-2009. Tall i 1000. ....	55
Tabell 13: Andel variabel lønn til konsernsjef, 2003-2009. Tall i 1000. ....	56
Tabell 14: Opsjonsavlønning 2003-2009. Tall i 1000. ....	57
Tabell 15: Rangering av selskapene etter markedsverdi (MV) og lønn i årene 2003-2009. Tall i 1000. ....	57
Tabell 16: Rangering av selskapene etter markedsverdi (MV) og fast lønn i årene 2003-2009. Tall i 1000. ....	58
Tabell 17: Samlet lønn 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000. ....	61
Tabell 18: Variabel lønn 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000. ....	61
Tabell 19: Fast lønn 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000. ....	62
Tabell 20: Opsjoner 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000. ....	62
Tabell 21: Regresjonstabell samlet lederlønn og kvinneandel. ....	65

# 1. Innledning

## 1.1 Formål

Formålet med denne oppgaven er å studere lederlønninger og kjønnsmangfold i styrerommet. Vi ønsker å finne ut om det har skjedd en endring i lederlønnsnivået og lederlønnssammensetningen som følge av en høyere kvinneandel i styret grunnet kvoteringsloven. Dette skal vi gjøre ved å sammenligne lederlønn før og etter loven om kvinnerepresentasjon i styret. I oppgaven skal vi også undersøke hvorfor økt kvinneandel kan føre til endringer i lønningene til toppledere. Ved hjelp av tidligere forskning vil vi studere forestillinger om at kvinner og menn er forskjellige, og knytte dette til vår problemstilling.

## 1.2 Bakgrunn

I 2002 uttalte næringsminister Ansgar Gabrielsen at det skulle være 40 prosent av begge kjønn i styrene i norske ASA-er (Ahern og Dittmar, 2012). Året etter la regjeringen frem en stortingsmelding om at det skulle være minimum 40 prosent kvinner i styret. Dersom selskapene ikke fulgte dette, ville Stortinget iverksette en lov om kvinnerepresentasjon i styrerommet. Den frivillige etterlevelsen ble mislykket, og en ny regjering bestemte at loven skulle gjennomføres i 2006. Selskapene hadde to år på å tilpasse seg dette. Ifølge loven må norske ASA-er ha minst 40 prosent kvinner i styret (asal. §6-11 a.). Norge var da det første og eneste landet som innførte en lov om så mye som 40 prosent kvinneandel i styret (Staubo og Bøhren, 2013).

Tidligere har det vært forsket på ulike virkninger av kvoteringsloven. Ahern og Dittmar (2012) ser på loven som en uforventet, eksogen endring og finner at aksjekursen til selskapene falt ved kunngjøringen av loven. Det var størst fall i aksjekursen for selskapene uten kvinnerepresentasjon i styret. Dale-Olsen, Schøne og Verner (2013), Nygaard (2011) og Adams og Ferreira (2009) studerer også hvilken effekt kvoteringsloven har på selskapets resultat. Adams og Ferreira (2009) har undersøkt nærmere om kjønn betyr noe for selskapsledelse og finner at styremedlemmer mottar mer egenkapitalbasert belønning med et mer kjønns mangfoldig styre, mens andelen kvinner i styret ikke påvirker lønnen til daglig leder. Dette er noe vi vil undersøke nærmere, og vi mener det er interessant da tidligere forskning ikke har gått i dybden på dette området.

### **1.3 Problemstilling**

På bakgrunn av den tidligere forskningen og ytterligere studier av eksisterende litteratur har vi kommet frem til følgende problemstilling:

*”Har kvoteringsloven ført til endringer i lederlønninger?”*

### **1.4 Oppgavens struktur**

Denne oppgaven består av seks kapitler. Kapittel 2 tar for seg teori om lederlønn og kvinner i styret. I dette kapitlet omtales også oppgavens hypoteser. Deretter dreier det tredje kapitlet seg om datainnsamling og beregninger av opsjoner, samt en presentasjon av et case om Orkla. Oppgavens metode legges frem i kapittel 4 og videre presenteres studiens funn og resultater i kapittel 5. Til slutt vil diskusjon og konklusjon presenteres i kapittel 6.

## 2. Teori

I dette kapittelet vil vi presentere relevant teori og tidligere forskning som kan knyttes til vår problemstilling. Siden vi skal studere sammenhengen mellom kvinner i styret og lederlønninger, vil det være nyttig å gå nærmere inn på teori om lederlønninger. Vi tar for oss dette for å skape innsikt og forståelse om lederlønninger og lederlønnfastsettelsen, samtidig som vi ser på den generelle lederlønnutviklingen både i Norge og internasjonalt. Teorien er også viktig for at vi kan komme med alternative forklaringer til at lederlønningene eventuelt har endret seg. I lys av dette vil vi først legge frem relevant lederlønnsteori, før vi tar for oss teori om kvinner i styret og utvikler hypoteser.

### 2.1 Lederlønn

Det har vært mye oppmerksomhet og kritikk rettet mot lønninger til toppledere. Kritikken har i stor grad handlet om at topplederlønningene er for høye. I 2014 ble søkelyset rettet mot DNB-sjef Rune Bjerke da han gikk opp en hel gjennomsnittlig årslønn samtidig som han uttalte at alle måtte bidra i ”spleiselaget” for å gjøre de norske bankene mer solide (Aftenposten, 13.03.2014). Media retter stadig fokus mot topplederens millionlønninger, og Telenor-sjef John Fredrik Baksaas har mottatt sterk kritikk for sine høye lønninger og opsjonsutbetalinger (NRK, 22.04.2014). Også tidligere konsernsjef i Norsk Hydro, Eivind Reiten, har fått erfare medias søkelys etter å ha innløst opsjonsavtaler på over fire millioner kroner. Her kom daværende finansminister Kristin Halvorsen ut med kraftig kritikk mot Reitens utbetaling (Dagens Næringsliv, 01.08.2006). For å bremse lederlønnveksten bestemte norske myndigheter i 2006 at selskapene der staten har eierandel ikke skal utstede nye aksjeopsjoner til sine toppledere. I tillegg ble det i 2007 innført en lov om at styrets erklæring om lederlønn skal tas opp i generalforsamlingen (Randøy og Skalpe, 2010).

Videre i dette kapittelet vil vi legge frem lederlønnsteori og studere opsjoner som belønningsverktøy. Deretter vil vi ta for oss lederlønnfastsettelsen, samt sammensetningen av ulike lønnselementer og lønnsnivå både internasjonalt og i Norge. Til slutt vil vi gå nærmere inn på lederlønnreguleringer.

Agentteori, ledelsesmaktteori og humankapitalteori kan sies å være relevante teorier for lederlønninger (Randøy og Skalpe, 2010). Vi vil i denne oppgaven fokusere på agentteorien.

### 2.1.1 Agentteori

Agentteorien er sentralt for forskningen om lederlønninger (Randøy og Strøm, 2014). Teorien dreier seg om et skille mellom eierskap og kontroll i selskaper (Fama og Jensen, 1983). Utgangspunktet for teorien er at eiere av et foretak og toppledelsen har både felles interesser og interessemotsetninger (Randøy og Skalpe, 2010). Jensen og Meckling (1976) er sentrale pionerer i agentteorien, og de forklarer hvordan agentproblemer oppstår. I denne teorien skilles det mellom en agent og en prinsipal. I et selskap er eiere prinsipal og agenten er selskapets daglige leder. Et agentforhold er en kontrakt der eierne engasjerer en agent til å utføre en form for tjeneste på deres vegne og der eierne gir agenten myndighet til å foreta beslutninger (Jensen og Meckling, 1976).

Fama (1980) mener at skillet mellom eierskap og kontroll kan utgjøre en fordel i form av spesialisering. Eierne kan spesialisere seg i å allokere eiendeler og plassere det der det er høyest avkastning. Ledere kan på den andre siden spesialisere seg i å drive virksomheten på best mulig måte, de spesialisere seg i beslutningstaking. I agentforholdet er begge partene ute etter å maksimere sin egen nytte, og det er ikke gitt at agenten alltid vil handle i prinsipalens beste interesse. På grunn av disse interessemotsetningene oppstår det agentkostnader (Jensen og Meckling, 1976). Et sentralt utgangspunkt for agentteorien er at eiere og ledere har ulik risikopreferanse (Randøy og Skalpe, 2010). Eierne har mulighet til å diversifisere og investere i flere selskaper og kan forutsettes å være risikonøytrale. Ledere har derimot investert sin humankapital i selskapet og er mer utsatt for selskapets risiko. Derfor må det forutsettes at ledere er risikoaverse og ønsker mindre risiko for selskapet enn eierne (Robert et al., 2014:427). Dette resulterer i at ledere ofte heller mot å velge mindre risikable prosjekter enn det eierne ønsker (Randøy og Skalpe, 2010).

Det er når kontrakten mellom prinsipalen og agenten er signert at agentproblemer kan oppstå. Dersom agenten ikke handler i eiernes interesse kalles dette moralsk hasard. Årsaken til at moralsk hasard forekommer er asymmetrisk informasjon. I denne sammenhengen går asymmetrisk informasjon ut på at agenten har mer informasjon om egen innsats enn prinsipalen, og det er umulig for prinsipalen å direkte observere agentens innsats til enhver tid (Goergen, 2012:7-8).

Det er flere agentproblemer som kan oppstå mellom eierne og daglig leder. Eierne vil være opptatt av den økonomiske avkastningen på sin investering i selskapet, mens det ikke er gitt

at daglig leder kun tilfredsstilles av økonomisk belønning. En daglig leder kan også være opptatt av gode arbeidsforhold, frynsegoder, fleksible arbeidstider og fritid (Robert et al., 2014:426). Kostnadene av dette må bæres av eierne. Et annet agentproblem som kan oppstå er imperiebygging. Dette handler om at agenten foretrekker vekst fremfor lønnsomhet. Det er ikke nødvendigvis slik at vekst genererer verdi til eierne, men lederen har ofte en egeninteresse av å øke størrelsen på selskapet. Årsaken til det er at godtgjørelsen ofte er knyttet til selskapets størrelse, samtidig som at det å lede et større selskap kan øke lederens makt og status (Goergen, 2012:9-11).

En måte å forsøke og redusere prinsipal-agent-problemet på er å overvåke lederen eller utforme fullstendige kontrakter. Fullstendige kontrakter er kontrakter som spesifiserer nøyaktig hva som vil skje i fremtiden. Likevel er det lite sannsynlig at dette er oppnåelig i praksis, da det er umulig å forutsi fremtiden og det tar svært lang tid å skrive slike kontrakter (Goergen, 2012:7-9). Fama og Jensen (1983) mener agentproblemet oppstår fordi kontrakter ikke er fullstendige. Prinsipalen kan imidlertid forsøke å forene interessene ved å etablere passende kontrakter og insentiver til agenten (Jensen og Meckling, 1976). Disse kontraktene og insentivene dannes for å oppnå målkongurens (Robert et al., 2014:426).

Når det kommer til overvåking har i utgangspunktet hver enkelt eier svak motivasjon til å kontrollere lederen direkte. Det behøves kun en eier til å overvåke lederen og de andre eierne blir dermed "gratispassasjerer" (Randøy og Skalpe, 2010). En måte å overvåke agenten på er å etablere et kontrollsystem. Et eksempel på et slikt system er ekstern revisor som rapporterer den finansielle situasjonen i selskapet (Robert et al., 2014:427).

Insentivkontrakter utformes for å begrense interessemotsetningene mellom eiere og ledere. Insentivet til å øke innsatsen er større dersom agentens belønning avhenger av ett eller flere resultatmål. Bonusser basert på regnskapsmål og aksjeopsjoner vil kunne motivere ledere til å handle i eiernes interesse (Tirole, 2001). En optimal kontrakt kobler agentens forventede nytte til eiernes fortjeneste. Videre vil en insentivkontrakt kunne spare eierne for kostnader da de unngår å måtte detaljstyre og overvåke topplederen. Samtidig kan kontraktene hindre at ledere har for høyt forbruk av frynsegoder (Skalpe, 2009).

Når lederen har flere oppgaver vil insentivlønn kunne gjøre at vedkommende velger å fokusere på den oppgaven som er knyttet til godtgjørelsen og nedprioritere andre oppgaver.

Det er mer komplisert å gi insentiver til ledere enn det som kommer frem av den opprinnelige prinsipal-agent-teorien (Holmström og Milgrom, 1991).

### **2.1.2 Opsjoner**

Det kan antas at det er en positiv sammenheng mellom selskapets resultater og lederens lønn dersom en tar utgangspunkt i agentteorien (Randøy og Skalpe, 2010). Aksjeopsjoner er en form for kompensasjon som knytter lederens godtgjørelse til selskapets resultat. Opsjoner gir mottakeren en rett, men ikke plikt, til å kjøpe aksjer til en på forhånd avtalt pris i et spesifisert tidsrom (Hall og Murphy, 2002).

I USA har opsjoner blitt den klart største formen for kompensasjon til ledere (Hall og Murphy, 2002). Politiske faktorer har spilt en stor rolle når det kommer til bruken av opsjoner som belønningsverktøy. Starten på opsjoner som en del av godtgjørelsen til ledere kom på 50-tallet. Grunnen var myndighetenes skattepolitikk som gjorde det fordelaktig å benytte opsjoner. På slutten av 60-tallet reduserte myndighetene disse skattefordelene, og bruken av aksjeopsjoner sank (Murphy, 2012). Siden 1980 har det vært en stor økning i aksjeopsjoner som kompensasjon for ledere. Den gjennomsnittlige verdien på opsjoner på tildelingstidspunktet har gått fra å være nesten null i 1970 til over \$ 7 millioner i 2000 (Faulkender et al., 2010). Verdien av aksjeopsjoner stod for 47 % av den totale lønnen for toppledere i 1999. Det var en stor oppgang fra 1992 da verdien av opsjonene kun utgjorde 21 % av den totale lønnen (Hall og Murphy, 2002).

Formålet med aksjeopsjoner er at de skal tiltrekke, beholde og motivere ledere i selskapet. Opsjonene skal bidra til å hjelpe selskapene med å tiltrekke seg dyktige ledere som er mindre risikoaverse. Ledere med slike egenskaper kan trekkes mot selskaper som tilbyr kompensasjon som avhenger av resultater. I tillegg kan opsjonene motivere ledere til å gjøre sitt beste for å øke aksjekursene da opsjonene sørger for en sammenheng mellom selskapets resultater og lederens kompensasjon (Hall og Murphy, 2002). Ifølge Kaplan (2013) får konsernsjefer lønn etter gode resultater og blir straffet for dårlige prestasjoner. Forskeren finner at det er en sterk positiv korrelasjon mellom realisert godtgjørelse og aksjekursen til selskapet (Kaplan, 2013). Opsjoner gir dermed insentiver til mottakeren fordi vedkommende kan påvirke verdien av opsjonene (Hall og Murphy, 2002). Disse insentivene kan være enda sterkere i mindre selskaper da det muligens er mer tydelig for lederen at deres handlinger og

innsats påvirker opsjonsverdiene (Oyer, 2004). Videre er opsjoner attraktivt for ledere da de ikke investerer sine egne midler i selskapet og unngår risiko for tap. Dette fører også til at ledere opptrer som mindre risikoaverse (Randøy og Skalpe, 2010).

Opsjonstildelinger har vært attraktivt for bedrifter i vekst med liten kontantbeholdning, og opsjonsavlønning kan benyttes for å unngå høye faste lønnskostnader. Eiere kan synes det er mer passende å belønne ledere med en del av selskapets verdistigning og det er en måte for eierne å forsikre seg om at lederen arbeider for å øke verdien på selskapets aksjer (Randøy og Skalpe, 2010).

Et problem med aksjeopsjoner er at aksjekursen ofte avhenger av forhold som er utenfor lederens kontroll. Dette kan for eksempel være generelle forhold i økonomien og reguleringer fra myndighetene (Robert et al., 2014:428). Videre kan aksjeopsjoner "friste" ledere til å drive med manipulerende virksomhet. Ledere kan for eksempel ha insentiver til å holde aksjekursen lav når utøvelseskursen på opsjonen blir fastsatt. For å manipulere utøvelseskursen kan ledere holde tilbake gode nyheter om selskapet til etter tildelingstidspunktet (Faulkender et al., 2010). Heron, Lie og Perry (2007) dokumenterer at det har forekommet datamanipulering i forbindelse med opsjonsavtaler.

Bragelien (2005) mener selskaper bør avstå fra bruk av aksjeopsjoner som kompensasjon. Han mener at bruk av aksjeopsjoner skyldes et ønske hos selskaper om å ikke opplyse om faktiske lønnskostnader i regnskapet. Videre mener forskeren at slike insentivordninger kan være problematisk i nedgangstider da ledere ikke får belønning i en periode der de muligens behøver en ekstra motivasjon for å fortsette i selskapet. Nilssen (2007) uttrykker også misnøye knyttet til aksjeopsjoner. Forfatteren mener det er en dårlig form for belønning og at det er kritisk med en slik kompensasjonsform i dårlige tider. Det er i slike tider ledere med opsjonsavlønning kan ønske å slutte, samtidig som det er da selskapet er avhengig av dem (Nilssen, 2007).

Opsjonsavlønning kan føre til at ledere tar større risiko på selskapets vegne. Når lederens godtgjørelse er knyttet til aksjekursen kan dette føre til at lederen får større insentiv til å investere i mer risikable eiendeler og øke gjeldsandelen (Coles, Daniel og Naveen, 2006). Det er fortsatt uenigheter om opsjoner er en god metode for å belønne ledere. Flere toppledere har mottatt store opsjonsgevinster og det kan stilles spørsmål til om dette er



rimelig da de kan ha mottatt høye bonuser basert på en aksjekursutvikling de har liten kontroll over (Randøy og Skalpe, 2010). Ifølge Oyer (2004) kan opsjoner som kompensasjonsverktøy straffe og belønne ledere for forhold de ikke kan kontrollere. Bebchuk og Fried (2005) mener at topplederens opsjonsordninger har gjort det mulig for lederne å høste store belønninger selv når deres prestasjoner har vært svake.

Norsk utvalg for eierstyring og selskapsledelse (NUES) kommer med direkte råd til hvordan selskaper bør fastsette godtgjørelsen til ledende ansatte. Ifølge anbefalingen bør selskaper danne opsjonsordninger som er prestasjonsrettede og knyttet til målbare forhold som lederen kan påvirke. Videre følger det av anbefalingen at opsjonstildelinger bør kombineres med direkte eierskap i selskapets aksjer for å bidra til høyere grad av sammenfallende interesser med eierne. Dersom aksjekursen er sterkt påvirket av eksterne forhold anbefaler utvalget at styret vurderer andre insentivordninger (NUES, 2014).

### **2.1.3 Fastsettelsen av lederlønn**

Det er vanlig praksis at styret har ansvaret for fastsettelsen av kompensasjonen til toppleder (Bråthen, 2007). Godtgjørelsen bestemmes normalt gjennom forhandlinger mellom styret og lederen. I børsnoterte selskaper har topplederen ofte en sterk posisjon til å forhandle om sin lønn siden rekrutteringsprosessen er lang og topplederen blir til slutt plukket ut som den beste kandidaten. Forhandlingen om lønnen er som regel helt i slutten av prosessen og lederen vet at han kan stille krav til sin godtgjørelse. Lederen vet også at lønnen hans i begrenset grad vil påvirke aksjekursen, mens aksjekursen er mer følsom overfor informasjon om et lederskifte. Dermed er det lite sannsynlig at styret velger en annen kandidat dersom den allerede utvalgte krever høy lønn (Randøy og Skalpe, 2010).

Toppledere har som regel høyere lønn enn andre arbeidstakere, og det er flere årsaker til det. Når lønnen til toppleder skal forhandles har eierne og styret ofte lite informasjon om lederen da de ikke er til stede daglig for å overvåke han eller henne. I forhandlingen om lønn handler styret gjerne ut fra sine meninger om lederens dyktighet. De kan ha begrenset kunnskap om lederens faktiske dyktighet, og dette kan gi lederen en sterk forhandlingsposisjon. Videre kan topplederens høye lønninger forklares med at de har mye kunnskap og erfaring sammenlignet med andre ansatte, og det er ikke billig å få tak i de beste hodene (Svalund, 2008). Ifølge Hermalin og Weisbach (1998) kan en vellykket daglig leder forhandle om mindre oversyn fra

styret og høyere lønn. Videre kan lederen ha større innflytelse på sin egen lønn når eierstyringsmekanismer er svake (Faulkender et al., 2010). Bebchuk og Fried (2005) viser at toppledere i amerikanske selskaper spiller en stor rolle i utformingen av lederlønnen, og at ledere har betydelig makt til å påvirke sin egen godtgjørelse.

#### **2.1.4 Lederlønnsutvikling internasjonalt**

Murphy (2012) tar for seg sammensetningen av lederlønninger og lønnsstrukturen det siste århundret. Han beskriver lederlønninger som en sammensetning av grunnlønn, bonus, aksjeopsjoner, aksjetildeling, naturalytelser og pensjonsavsetning. Bonus, aksjeopsjoner og aksjetildeling regnes som en del av den variable lønnen til lederen, mens grunnlønn, naturalytelser og pensjonsavsetning utgjør elementer i den faste lønnen (Murphy, 2012).

Murphy (2012) finner at økningen i lederlønn var stor i amerikanske selskaper på 1990-tallet, og økningen avtok tidlig på 2000-tallet. Grunnen til at lederlønnen økte så mye på 90-tallet var en betydelig stigning i tildelinger av opsjoner til ledere. Et tiltak gjennomført av Clinton-administrasjonen var i stor grad årsaken til denne økningen i opsjonstildelingen (Randøy og Skalpe, 2010; Murphy, 2012). Loven fastslo at en lønn på over \$ 1 million var urimelig, og dermed ikke fradragsberettiget. Dette resulterte i at selskapene heller økte tildelingen av aksjeopsjoner da dette kompensasjonselementet ikke falt under denne loven (Randøy og Skalpe, 2010).

I begynnelsen av 2000 ble flere opsjonsavtaler erstattet med tildeling av aksjer. Det er denne endringen i den resultatavhengige lønnen Murphy (2012) mener er årsaken til at lederlønnen ble lavere enn tidligere. Murphy (2012) ser på økningen i opsjonstildelingen, og den senere aksjetildelingen, som et resultat av myndighetenes politikk. Endringen i den resultatavhengige lønnen i USA kan også sies å være en effekt av svak aksjekursutvikling og stor oppmerksomhet fra media og andre interessenter knyttet til lederlønninger (Randøy og Skalpe, 2010).

Frydman og Saks (2010) har også studert utviklingen i lederlønninger til de største selskapene i USA i årene 1936 til 2005. Disse finner at lønnen til konsernledere økte særlig i 1990-årene, og falt noe fra 2001 til 2003. Faulkender et al. (2010) viser til de samme funnene, og forklarer veksten i lederlønnene rundt 1990 med økningen av

opsjonstildelinger. I 1992 var 38 % av den totale lønnen til daglig leder grunnlønn, mens i 2000 var denne andelen redusert til 17 %. Økningen i den resultatbaserte belønningen fra 1992 til 2006 viser seg å være drevet av tidligere tildelte aksjer og opsjoner til ledere og ikke av nye tildelinger (Faulkender et al., 2010). Lønnsnivået fra 2002 til 2007 viser seg å være relativt jevnt for ledere i amerikanske selskaper (Murphy, 2012). Kaplan (2013) finner at den gjennomsnittlige lederlønnen i de største amerikanske selskapene har sunket mer enn 40 % fra 2000 til 2011.

I 2011 utgjorde regnskapsmessig bonus og aksje- og opsjonsordninger til sammen ca. 70 % av lønnen til amerikanske toppledere (Murphy, 2012). Sammenlignet med USA viser tall fra 48 europeiske selskaper at 58,8 % av lønnen til daglig leder er variabel. Når det kommer til Sverige og Norge er lederlønnen lavere enn i andre europeiske land (Randøy og Strøm, 2014).

Det har lenge vært en oppfatning at amerikanske ledere får bedre betalt enn ledere i andre land (Fernandes et al., 2013). Fernandes et al. (2013) mener den tidligere forskningen på området er begrenset, og utfordrer antagelsen om at amerikanske ledere tjener mer enn andre ledere. I sin studie sammenligner de lederlønnene på tvers av 14 land. De finner at det faktisk er små forskjeller i lederlønnnivå og lederlønnstruktur når dataene kontrolleres for selskapsstørrelse, bransje og ulikheter i eierstyring.

### **2.1.5 Lederlønnsutvikling i Norge**

På 90-tallet var ikke aksjeopsjoner vanlig i Norge (Randøy og Skalpe, 2010). I perioden 1998 til 2004 har lederlønnnivået i Norge økt. Som forskningen i USA viser, skyldes også lønnsøkningen for ledere i Norge tildeling av aksjeopsjoner som en del av kompensasjonspakken. Bonuser og aksjeopsjoner utgjorde 59 % av den gjennomsnittlige totale lønnen til norske toppledere i 2005 (Randøy og Skalpe, 2007). Dersom opsjonselementet i lederlønnen trekkes ut viser det seg at veksten i lederlønnnivået ikke er fullt så høyt (Svalund, 2008). Videre har nivået på lederlønnene økt mer enn lønnsnivået i resten av samfunnet, og lederlønnene i børsnoterte selskaper har vokst betraktelig fra 2004 til 2008. Det har vist seg at lønnen til toppledere falt i 2009. Årsaken til dette fallet i lederlønnnivået er hovedsakelig finanskrisen, men de senere lederlønnreguleringene kan også ha vært en medvirkende faktor (Randøy og Skalpe, 2010).

I Norge er lederlønnsnivået lavt sammenlignet med andre europeiske land. Avstanden mellom det norske og amerikanske lederlønnsnivået er enda større da de amerikanske lederne har betydelig høyere lønn enn norske ledere. Forskjellen mellom lønnen til konsernsjefen og andre ansatte er stor i land som USA og Storbritannia. I Norge er avstanden mellom lederlønnsnivået og lønnen til gjennomsnittlig ansatte betraktelig mindre (Randøy og Nielsen, 2002). Årsaken til at lederlønnsnivået i USA er høyere enn nivået i Norge kan blant annet være at selskapene i USA er betydelig større (Randøy og Skalpe, 2010). Lederne i de største amerikanske selskapene får godt betalt da de ofte har flere alternativer å velge mellom, samtidig som jobben innebærer mer risiko og usikkerhet enn tidligere. I tillegg er selskapene ofte store og komplekse med mer enn 20 000 ansatte (Kaplan, 2013). Ifølge Frydman og Saks (2010) har korrelasjonen mellom lederlønninger og selskapsstørrelse i USA styrket seg de siste tiårene. Sammenlignet med Sverige er lederlønnsnivået lavere i Norge, men dette skyldes også at de svenske selskapene er større enn de norske (Randøy og Skalpe, 2007).

I de senere årene har det vist seg at forskjellen mellom lønnen til toppledere og ansatte øker i store selskaper, og særlig i selskaper som er børsnotert (Randøy og Skalpe, 2007). Gjennom internasjonalisering forventes det at forskjellene i lederlønningene mellom land blir mindre. Randøy og Skalpe (2007) viser at selv om toppledere i Norge tjener mindre enn toppledere i Sverige, mottar de kontantlønn som er på samme nivå.

### **2.1.6 Lederlønnreguleringer i Norge**

Et sentralt spørsmål er om veksten i lederlønninger bør begrenses. Skalpe (2009) finner i sin studie at ledere i private bedrifter får lønn som er i tråd med bedriftens lønnsomhet, og mener at kritikken mot høye lederlønninger kun bør gjelde børsnoterte selskaper.

Gjennom lov gjeldende fra 2007 har det blitt bestemt at styrets erklæring om lederlønn skal behandles og stemmes over i selskapets generalforsamling (Randøy og Skalpe, 2010). Dette kan bidra til at aksjonærene får innflytelse over godtgjørelsen til de ledende ansatte i selskapet. Avstemningen er rådgivende og styret kan velge å følge dette eller ikke, med mindre erklæringen om lederlønn gjelder godtgjørelse i form av aksjetildeling og opsjoner. Da må erklæringen godkjennes av generalforsamlingen (Bråthen, 2007). En slik lov kan bidra til å bremse veksten i lederlønningene (Randøy og Skalpe, 2010).

I Stortingsmelding nr. 13 (2006-2007) utdyper regjeringen sitt ønske om at staten skal være en aktiv, langsiktig og forutsigbar eier i sentrale norske selskaper. Videre går regjeringen nærmere inn på lederlønninger, og mener at lederlønningene har vokst mer enn det som har vært ønskelig. Regjeringen mener opsjonsavtaler har resultert i for høye utbetalinger til toppledere. På bakgrunn av dette vedtok myndighetene at staten skal stemme mot inngåelse av nye opsjonsordninger i de statlige selskapene (St.meld.nr.13, 2006-2007). Det samme ble gjentatt i retningslinjene for lederlønn i selskaper med statlig eierandel (Nærings- og fiskeridepartementet, 2015).

Pensjonsopptjeningen til norske toppledere har vist seg å være høy. Det kan sies at pensjonene er ”gullpensjoner”. Dette betyr at lederne kan gå av med pensjon relativt tidlig, det er kort opptjeningstid og etter fylte 67 år sitter lederen igjen med 67-70 % av lønnen sin. Det viser seg også at selskaper i 2006 brukte i gjennomsnitt 1,3 millioner kroner på å finansiere toppleders pensjonsopptjening (Svalund, 2008). Høye pensjoner kan koste mer for selskapet enn hva det er verdt for lederen, og Randøy og Strøm (2014) mener at høye pensjonsutbetalinger ofte gjenspeiler svak eierstyring.

Myndighetene ønsker nå å bremse høye pensjonsutbetalinger til ledere. I selskaper der staten har en eierandel på over 90 prosent er det nå innført regler om at pensjonen ikke skal overstige en million kroner i året, som er 12 ganger grunnbeløpet i folketrygden (12G). Regjeringen mener at denne regelen vil støtte hovedprinsippet om at fastlønnen bør være hovedelementet i kompensasjonen til toppledere (Innst.140 S, 2014-2015; Nærings- og fiskeridepartementet, 2015). Dersom reglene ikke følges vil selskapene få sanksjoner der styreleder eller hele styret kastes. Selskaper der staten har en lavere eierandel, som Telenor og DNB, kan selv velge om de ønsker å følge reglene eller ikke. Dersom de velger å ikke følge reglene må de forklare hvorfor de ikke gjør det, såkalt ”følg eller forklar” (Dagens Næringsliv, 13.02.2015).

### *Fungerer slike reguleringer?*

Dersom en antar at markedet er velfungerende kan det være problematisk at myndighetene griper inn da det kan hindre konkurranse i næringslivet. Likevel er det vanskelig å vite om lederlønnsmarkedet er velfungerende, og om topplederne muligens har for stor makt til å forhandle om høye lønninger (Randøy og Skalpe, 2010).

Det kan stilles spørsmål om slike reguleringer vil fungere etter sin hensikt. Direktør i NHO, Petter Haas Brubakk, sier til Dagens Næringsliv (13.02.2015) at reglene om pensjonsutbetaling heller vil føre til høyere lederlønninger da selskapene vil vurdere annen kompensasjon som vil gjøre at lønnsnivået øker. Videre kan det stilles spørsmål til om selskaper som kan velge å følge reglene heller vil finne gode begrunnelser for hvorfor de velger å ikke følge reglene (Dagens Næringsliv, 13.02.2015).

Faulkender et al. (2010) argumenterer mot lederlønsreguleringer og mener at det bør være opp til selskapet selv å fastsette lønnen. De mener at tidligere forskning på lederlønninger sier lite om det gjennomsnittlige lederlønsnivået, og det er usikkert om lønnen er for høy til å motivere, tiltrekke og beholde de riktige menneskene. Videre mener de at regnskapsregler og skattepolitikk ikke skal begunstige noen kompensasjonsordninger fremfor andre. Randøy og Skalpe (2010) mener det er vanskelig å tro at nivået på lederlønninger i USA har blitt påvirket av myndighetenes reguleringer. De mener det er mer sannsynlig at åpenheten og fokuset fra media og ulike interessenter har ført til at ledere fra andre land sammenligner sine lønninger med USA og krever bedre vilkår.

De amerikanske myndighetene har etablert en skattepolitikk, regnskapsregler og andre reguleringer de siste 80 årene for å ta grep om de høye lederlønningene. Reguleringene kan sies å ha vært enten ineffektive eller virket mot sin hensikt. Stort sett kan de ha ført til større agentproblemer og høyere lederlønsnivå. Lederlønsreguleringer kan altså ha utilsiktede konsekvenser (Murphy, 2012). Dette kommer også til syne i Norge. Selv om statens retningslinjer for lederlønn har redusert andelen av opsjonslønn til toppledere, viser det seg at andelen fast lønn har økt (Randøy og Skalpe, 2010).

## **2.2 Kvinner i styret: Hypoteser**

I denne studien ønsker vi som kjent å finne ut om kvinneandelen i styret har betydning for lederlønninger. Følgelig vil vi legge frem tidligere forskning om kvinner i styret, kvinner i styret og lederlønn, samt kjønnsforskjeller i selskapsledelse. Den tidligere teorien og forskningen hjelper oss til å utvikle hypoteser, og vi vil presentere disse underveis.

Kvinneandelen i selskapsstyrer har i flere år vært lav. I 2007 var det bare 14,8 % kvinner i styret i de største amerikanske selskapene. I Europa har også kvinneandelen vært lav, men

situasjonen er i ferd med å endre seg. Myndighetene i flere land foreslår endringer og uttrykker viktigheten av kjønns mangfold i styrerommet (Adams og Ferreira, 2009). Tall fra 2014 viser at andel kvinner i styret i de største selskapene i USA har økt til 19,2 %. Når det kommer til Europa er det store forskjeller mellom landene. Portugal har en kvinneandel på bare 7,9 %. I Tyskland og Storbritannia er kvinneandelen henholdsvis 18,5 % og 22,8 %, mens i Sverige er den 28,8 %. I Asia er kvinneandelen noe lavere. Japan har den laveste andelen med 3,1 %, før India og Hong Kong som har ca. 10 %. Australia har lik andel kvinner i styret som USA (Catalyst, 2015a).

Norge var i 2006 det første landet som innførte en kjønnskoteringslov i selskapsstyrer. En viktig årsak til innføringen av loven er antagelsen om at diversitet vil skape verdi for aksjonærene samtidig som det skaper et mer rettferdig samfunn (Staubo og Bøhren, 2013). Kvoteringsloven i Norge har skapt stor interesse i andre europeiske land, og flere av landene har senere innført lignende lover om økt kjønns mangfold i styrerommet (Dagens Næringsliv Magasinet, 28.02.2015). Blant annet har Spania vedtatt at kvinneandelen i styret skal være 40 % innen 2015, mens Frankrike skal oppnå 40 % kvinnerepresentasjon innen 2017 (Ahern og Dittmar, 2012). Island, Nederland, Belgia og Italia har også vedtatt lignende lover om kvinnelig styrerepresentasjon (Teigen, 2012).

Det er en oppfatning at kvinner i styret kan påvirke selskaper på flere måter. Et synspunkt er at kvinnelige styremedlemmer kan skape et bredere mangfold av talenter i styrerommet. Kvinnene kan ha ulike ideer og innfallsvinkler sammenlignet med de mannlige styremedlemmene, noe som kan føre til bedre beslutningstaking (Adams og Ferreira, 2009). Samtidig viser det seg at kvinnelige styremedlemmer har høyere utdanningsnivå enn menn som sitter i styret (Storvik og Teigen, 2010).

På en annen side kan forskjellene mellom kvinner og menn føre til flere uenigheter blant styremedlemmene og det kan skape et høyere konfliktnivå (Adams og Ferreira, 2009). Bøhren og Strøm (2010) finner i sin studie om eierstyring og politikk at selskapets verdiskaping øker når kjønnsdiversiteten er lav. De finner ingen økonomiske argumenter for å regulere til økt kjønns mangfold i styrerommet, og de foreslår at dette kan henge sammen med forestillingen om at heterogene styret er mindre effektive beslutningstakere. Ifølge Dale-Olsen et al. (2013) kan det tyde på at den kortsiktige effekten av loven på selskapets resultat

er ubetydelig. Forskerne begrunner dette med at kvinner muligens ikke tilfører styret nye ideer og perspektiver sammenlignet med mennene de erstatter.

### **2.2.1 Kvinner i styret og lederlønn**

Adams og Ferreira (2009) finner at kvinner kan ha en vesentlig betydning for selskapets ledelse. Deres funn indikerer at kjønns mangfoldige styrever i større grad holder daglig leder ansvarlig for dårlig aksjekursutvikling. Samtidig finner de at daglig leders avgang er mer følsom for endringer i aksjekursen. Ifølge denne studien er det ingen statistisk signifikant sammenheng mellom kjønnsvariasjon, lederlønnssammensetning og lederlønnsnivå.

Begrunnelsen for dette kan være at kvinner er underrepresentert i belønningskomiteer og har dermed liten innflytelse på fastsettelsen av lederlønnen. Når det kommer til godtgjørelsen til styremedlemmer viser det seg at disse mottar mer egenkapitalbasert kompensasjon med kvinner i styret (Adams og Ferreira, 2009).

Ahern og Dittmar (2012) studerer den norske kvoteringsloven som et naturlig eksperiment der de tar for seg loven som en uforventet eksogen endring. I sin forskning ser de i hovedsak på hvilken effekt kvoteringsloven har på selskapets resultat, og ifølge deres funn har selskapsverdien sunket som en konsekvens av den nye loven. Videre finner de at loven fører til en endring i styrekjennetegn. Forskerne viser at kvinnene som kommer inn i styret som følge av loven er yngre og har mindre ledererfaring enn de mannlige styremedlemmene. Studien tar i tillegg for seg hvilken virkning kvoteringsloven har hatt på daglig leder. Her undersøkes det om loven fører til en endring i bestemmelsen om å erstatte daglig leder, sannsynligheten for å ansette en kvinnelig daglig leder samt daglig leders lønnsnivå (Ahern og Dittmar, 2012). Ahern og Dittmar (2012) finner ingen bevis på at flere kvinner i styret fører til noen endring for daglig leder og da heller ingen endring i lederlønnen. Ifølge Randøy og Skalpe (2007) har ikke kvinner i styret betydning for lønnen til ledere i norske børselskaper.

Videre vil vi presentere relevant teori og utforme tilhørende hypoteser. Vi vil ta for oss teori om kvinner i styret samt kjønnsforskjeller i selskapsledelse.



### 2.2.2 Kvinnelige styremedlemmer

En studie av Seierstad og Opsahl (2011) tar for seg kvoteringsloven og undersøker årene 2002-2009. Studien viser at kvinner i styret har påvirket hvor ”travle” styremedlemmene er. Travle styremedlemmer er styremedlemmer som sitter i flere verv (Hermalin og Weisbach, 2003). Ifølge Seierstad og Opsahl (2011) har antall styremedlemmer som sitter i flere verv doblet seg etter kvoteringsloven. Å innføre en lov om flere kvinner i styret kan føre til mangel på kvalifiserte kandidater, og en måte å etterfølge loven på er å velge blant de kvinnene som har kompetanse og erfaring i styrerommet (Seierstad og Opsahl, 2011). For eksempel har det vist seg at åtte kvinner i gjennomsnitt har hatt minst fire styreverv årlig i perioden 2007-2010 (Dagens Næringsliv Magasinet, 28.02.2015). Kvinner som sitter i flere styreverv har blitt kalt ”golden skirts” (Seierstad og Opsahl, 2011).

Ferris, Jagannathan og Pritchard (2003) tester en hypotese om at styremedlemmer med flere verv er for travle til å kunne overvåke ledelsen tilstrekkelig og at kvaliteten på overvåkingen dermed svekkes. Studien eksemplifiserer dette med at styremedlemmer med for mange forpliktelser kan være mindre aktive i viktige styrekomiteer (Ferris et al., 2003). Forskerne finner imidlertid ingen bevis på at styremedlemmene med flere verv sluntrer unna sine plikter i å delta i styrekomiteer. Funnene deres tyder på at travle styremedlemmer faktisk engasjerer seg i flere komiteer og deltar på flere møter enn styremedlemmer som ikke har flere verv. Ferris et al. (2003) konkluderer med at andelen styremedlemmer med flere verv ikke skader selskapets verdiskaping.

Å ha flere styreverv kan være en fordel for styremedlemmene da de får bedre kunnskap om flere selskaper og de blir mer informert (Seierstad og Opsahl, 2011). Bøhren og Strøm (2010) finner at nettverk blant styremedlemmer er verdiskapende, og deres funn tyder på at selskapets resultat forbedres når styremedlemmer har nettverk gjennom flere styreverv. Styremedlemmer med flere verv kan ta mer informerte og bedre beslutninger (Seierstad og Opsahl, 2011). På en annen side finner Fich og Shivdasani (2006) at styremedlemmer med mange verv kan føre til lavere kvalitet på eierstyringen. Et stort antall styreverv kan svekke et styremedlems kapasitet til å utføre de oppgavene som er nødvendig i hvert enkelt selskap (NUES, 2014). Styremedlemmer med flere verv kan lettere bli distraheret og kan være mindre effektive overvåkere (Fich og Shivdasani, 2006). Travle styremedlemmer kan involvere seg mindre i styret, og daglig leder kan dermed få en sterkere forhandlingsposisjon. Det har vist

seg at daglig leders lønn kan vokse med antall travle medlemmer i styret (Core, Holthausen og Larcker, 1999; Hermalin og Weisbach, 2003).

Ahern og Dittmar (2012) har i sin studie undersøkt hvordan kvinneandelen påvirker styrets størrelse. De finner at styrets størrelse ikke endret seg etter kvoteringsloven og at styrestørrelsen har holdt seg stabil fra 2001 til 2009 selv om kvinneandelen økte betydelig i denne perioden. Det som viser seg å øke etter kvoteringsloven er selskapets størrelse (Ahern og Dittmar, 2012). Å lede et større selskap innebærer et større ansvar. Samtidig trengs det mer kompetanse og kunnskap å lede et stort selskap da disse er mer krevende og vanskeligere å styre. Dette kan bety at lederlønningene har økt da det viser seg at lederlønninger vokser med selskapets størrelse (Randøy og Skalpe, 2007). Ifølge Gabaix og Landier (2008) er det selskapsstørrelse som kan forklare utviklingen i lederlønnen på tvers av virksomheter og land, og de viser at lederlønnsnivået vokser med størrelsen på selskapet. Tosi et al. (2000) peker også ut at selskapets størrelse har betydning for daglig leders lønn. For å undersøke dette nærmere legger vi frem følgende hypotese:

*Hypotese 1 (H<sub>1</sub>):* Flere kvinner i styret fører til en økning i lederlønninger.

Et viktig argument for økt mangfold i styret er at kvinner ikke tilhører "gutteklubben grei" og stemmer dermed mer overens med konseptet om et uavhengig styre (Adams og Ferreira, 2009). Staubo og Bøhren (2013) finner at uavhengige styremedlemmer øker med 20 % etter kvoteringsloven og at kvinner er mer uavhengige styremedlemmer enn menn.

Styremedlemmer som er uavhengige har ingen forretningsmessige, familiære eller andre relasjoner som kan påvirke beslutninger og vurderinger (NUES, 2014). Et uavhengig styre kan påvirke lønns sammensetningen til lederen. Lønnen til daglig leder kan være høyere når andelen uavhengige styremedlemmer er høy (Core et al., 1999). Videre kan uavhengige styremedlemmer ha et høyere ønske om å overvåke lederen (Hermalin og Weisbach, 1998).

Overvåking kan gjøre ledere mer motvillige til å dele informasjon med styret, og styret kan dermed være mindre informert (Adams og Ferreira, 2007). Adams og Ferreira (2009) finner at kvinner i styret er tøffere overvåkere og holder et tettere oversyn på daglig leder. Ifølge forskerne er det større sannsynlighet for at kvinner deltar i komiteer for overvåking. I tillegg viser studien at kvinnelige styremedlemmer har bedre oppmøte enn menn. Flere kvinner i styret kan føre til for mye overvåking og det kan være negativt for selskaper som allerede har

god eierstyring (Adams og Ferreira, 2009). Et uavhengig styre med økt overvåking kan på den måten tenkes å føre til mer prestasjonsbasert belønning, og for å studere dette nærmere kommer vi med denne hypotesen:

*Hypotese 2 (H<sub>2</sub>):* Gitt at kvinner er uavhengige styremedlemmer og tøffere overvåkere vil andel variabel lønn øke etter kvoteringsloven.

### **2.2.3 Kjønnforskjeller i selskapsledelse**

Mens kvinner inntar lederposisjoner i flere bedrifter rundt om i verden er det viktig å stille spørsmål om hvordan dette vil påvirke industrien. Til tross for at det har vært en økning blant kvinner i lederstillinger i de siste årene, er det fortsatt slik at lederskap i stor grad er mannsdominert (Matsa og Miller, 2013). Kvinneandelen blant styremedlemmer i Fortune 500-selskapene har gått fra å være 9,5 % i 1995 (Catalyst, 1995) til 19,2 % i 2015 (Catalyst, 2015b). Videre har andelen kvinner som toppledere økt fra 0,2 % på midten av 90-tallet (Matsa og Miller, 2013) til 4,6 % i 2015 (Catalyst, 2015b). Ifølge Matsa og Miller (2013) er det sannsynlig å anta at denne utviklingen vil fortsette da det er flere unge kvinner som tar høyere utdanning og skaffer seg verdifulle profesjonelle nettverk.

Eagly, Johannesen-Schmidt og Engen (2003) tar for seg kvinner og lederstil ut fra en psykologisk fagretning, og undersøker om kvinner styrer på en måte som skiller seg fra typiske mannlige lederstiler. De ser på tre ulike lederstiler når de sammenligner menn og kvinner: transformasjonsledelse, transaksjonsledelse og laissez-faire-ledelse.

Transformasjonsledelse dreier seg om at lederen oppfører seg som en rollemodell ved å skape tillit og trygghet for sine underordnede. De gir råd og hjelper sine ansatte i tillegg til at de legger til rette for de ansattes utvikling. I motsetning til transformativ ledelse dreier transaksjonsledelse seg mer om å avklare de ansattes ansvar, belønne dem når de oppnår målene og korrigere dem når de ikke lykkes. Laissez-faire-ledelse er en lederstil der lederen svikter i sin oppgave ved å ikke ta ansvar og ender opp med å ikke styre eller veilede i det hele tatt (Eagly et al., 2003).

Eagly et al. (2003) finner ikke store forskjeller mellom kvinnelige og mannlige lederstiler. Ifølge studien har kvinner en noe mer transformativ lederstil enn menn. I tillegg kan de være mer tilbøyelige til å gi ansatte belønning for å gjøre det riktige (Eagly et al., 2003). Bass og

Avolio (1994) finner at kvinner kan være mer proaktive når problemer oppstår enn menn. Videre viser det seg at ansatte kan bli mer motiverte, produktive og fornøyde når lederen har en transformativ lederstil (Bass og Avolio, 1994). Kvinners måte å lede på kan se ut til å være effektiv og kan bidra til suksess. Når det gjelder menn kan det være mer sannsynlig at de tar for seg andre deler av transaksjonslederstilen og laissez-faire-lederskap, selv om dette ikke viser seg å være en typisk lederstil for verken menn eller kvinner (Eagly et al., 2003).

Forskningen til Eagly et al. (2003) viser at selv når menn og kvinner har den samme lederrollen har de ulike lederstiler. Bertrand og Schoar (2003) har vist at ledere tar med seg sin egen personlige stil når de styrer bedriftene. Videre representerer kvinnelige ledere og kvinnelige styremedlemmer en ny lederstil (Strøm, D'Espallier og Mersland, 2014). Matsa og Miller (2013) finner i sin studie at kvinner har en egen lederstil. Kvinner kan ha en tendens til å ta mer hensyn til andre, samtidig som det viser seg at de kan ha andre verdier enn det menn har (Matsa og Miller, 2013).

Den tidligere litteraturen viser at det finnes noen forskjeller i lederstilen til kvinner og menn. Vi vil nå gå nærmere inn på hvor disse forskjellene kommer fra, og hvordan disse ulikhetene kan ha betydning for selskapsledelse.

Matsa og Miller (2013) studerer den norske kvoteringsloven. I deres forskning finner de at kvoteringsloven førte til færre nedbemanninger, noe som økte lønnskostnadene og sysselsettingen. Disse endringene reduserte selskapets kortsiktige resultat. Forskerne finner ingen bevis på at disse virkningene kommer fra endringer i styrekjennetegn annet enn kjønn. Alder og erfaring er ifølge forskerne ikke det som driver endringene etter kvoteringsloven. I den grad virkningene av kvoten kan skyldes kjønnsforskjeller stemmer dette overens med tidligere forskning (Matsa og Miller, 2013). Blant annet finner Adams og Funk (2012) at kjønnsforskjeller kan ha betydning i styrerommet.

Det kan være klare forskjeller mellom kvinner og menn når det kommer til preferanser og personlighet. Disse forskjellene kan komme fra biologiske ulikheter ("nature") eller komme som et resultat av påvirkning fra miljø ("nurture"). Generelt kan verken gener eller oppdragelse forklare hvorfor kvinner er forskjellige fra menn i deres holdninger til for eksempel risiko eller konkurranse. Noen forskere heller mot genforklaringen mens andre argumenterer for at det er miljø som gjør at kvinner skiller seg fra menn. Det er mulig at

begge forklaringene sammen kan belyse forskjellene mellom kvinner og menn og at de dermed utfyller hverandre (Bertrand, 2011).

### *Holdning til risiko*

Flere forskere har studert om det finnes forskjell i risikopreferanser mellom kvinner og menn. De fleste studiene finner at kvinner generelt er mer risikoaverse enn menn. Risikopreferanser kan sies å være en bestemmende faktor for lønnen (Bertrand, 2011). Byrnes, Miller og Schafer (1999) viser ved en meta-analyse at menn er mer villige til å ta risiko enn kvinner. Dersom kvinner er mer risikoaverse enn menn kan dette påvirke deres beslutningstaking (Eckel og Grossmann, 2008).

Forskjellen i risikoholdningen til kvinner og menn kan forklares med variasjon i grad av selvsikkerhet. Menn kan vise seg å være mer selvsikre enn kvinner, særlig når det kommer til oppgaver som betraktes som maskuline. Jo større selvsikkerheten til menn er, jo mer sannsynlig kan det være at de inntreer i risikable situasjoner (Bertrand, 2011). Barber og Odean (2001) undersøker tidligere psykologisk forskning som sier at menn har overdreven selvtillit sammenlignet med kvinner. De tester denne antagelsen ved å studere handel i de finansielle markedene. Funnene viser at menn har høyere tiltro til sine evner og at de er mer selvsikre enn kvinner. Menn handler mer og oppnår samtidig dårligere avkastning enn det kvinner gjør (Barber og Odean, 2001). Det viser seg også at menn og kvinner kan reagere følelsesmessig forskjellig på usikre situasjoner. Dette kan skape ulike holdninger til risiko. Videre kan menn ha en tendens til å se på utfordringer som en mulighet fremfor trussel, noe som kan føre til økt toleranse for risiko (Croson og Gneezy, 2009).

Matsa og Miller (2013) studerer betydningen av holdning til risiko i beslutningstaking i styret etter kvoteringsloven. De finner at kvinner foretrekker tryggere finansielle strategier, men funnet er ikke sterkt signifikant. Dermed foreslår de at risikoaversjon muligens ikke er en utpreget faktor når kvinner tar beslutninger.

Adams og Funk (2011) har gått nærmere inn på forskjellene mellom menn og kvinner i svenske selskapsstyrer. Likestilling mellom kjønn og styresammensetning i Sverige viser seg å være lik som i Norge (Matsa og Miller, 2013). Adams og Funk (2011) har en teori om at kjønnsforskjeller forsvinner i høyere posisjoner i selskaper. Blant annet kan det tenkes at kvinner i et mannsdominert miljø tilpasser seg menns holdninger og at forskjellene dermed

forsvinner. Funnene deres viser at dette ikke er tilfellet. Det resultatene deres tyder på er at kjønnsforskjellene i styret kan skille seg fra forskjellene som observeres mellom kvinner og menn ellers i befolkningen (Adams og Funk, 2011).

I likhet med Matsa og Miller (2013) tyder Adams og Funk (2011) sine resultater på at kvinnelige og mannlige styremedlemmer kan ha ulike kjerneverdier. Kvinner i styret kan blant annet være mer opptatt av allmennheten og det kan bety at de tar beslutninger som tar mer hensyn til interessentene fremfor aksjonærene. Dette kan innebære at kvinnene ønsker å opprettholde lønn i dårlige tider, selv om det kommer på bekostning av kortsiktige resultater (Matsa og Miller, 2013). Adams og Funk (2011) studerer også kvinner og menns holdninger til risiko. Antagelsen om at kvinner er mer risikoaverse enn menn har blitt utfordret av forskerne, og det viser seg at kvinner i styret kan være mindre opptatt av sikkerhet og muligens er mer glad i risiko enn menn. I motsetning til mye av den tidligere forskningen kan dette bety at styret fatter flere risikable beslutninger med en større andel kvinnelige styremedlemmer (Adams og Funk, 2011). Adams og Funk (2011) diskuterer også muligheten for at resultatene deres kan være drevet av en utvalgseffekt. Det kan hende at kvinner som velger styreverv som karrierevei skiller seg fra andre kvinner i befolkningen (Adams og Funk, 2011).

Andelen kvinner i norske selskapsstyret økte i perioden da kjønnskoteringsloven ble implementert og loven har vært vellykket for å få flere kvinner inn i styret (Seierstad og Opsahl, 2011). I sin studie tar Adams og Funk (2011) for seg spørsmålet knyttet til hvordan kjønns mangfold i styret oppnås. Dersom kvinner velges i styret på grunn av en kvote og ikke rekrutteres via markedet for styremedlemmer kan det tenkes at kjønnsforskjellene i styret ligner mer på det som kjennetegner resten av befolkningen. Pepper og Gore (2014) finner at kvinnelige ledere kan være mer risikoaverse enn mannlige ledere. De samme forskerne undersøker også om det er kjønnsforskjeller i holdninger til langtidsinsentiver, slik som aksjetildeling og aksjeopsjoner. Funnene indikerer at menn mener dette er mer effektive belønningsverktøy enn det kvinner gjør.

#### *Preferanser for konkurranse*

Tidligere studier finner at kvinner og menn er forskjellige i sine preferanser knyttet til konkurranse. Kvinner kan ha en tendens til å foretrekke og holde seg unna miljøer som er preget av konkurranse (Bertrand, 2011). Ifølge Niederle og Vesterlund (2007) skygger

kvinner unna konkurranse mens menn foretrekker det. Videre kan kvinner være mindre effektive i konkurransemiljøer enn det menn er, og kan prestere dårligere når konkurransen i miljøet øker (Gneezy, Niederle og Rustichini, 2003).

Andreoni og Vesterlund (2001) viser at det kan være systematiske forskjeller mellom menn og kvinner, og at disse forskjellene kan ha betydning for økonomisk atferd. De finner at kvinner er mindre egoistiske enn menn og de foretrekker å dele likt. I sin studie av kvinner og korrupsjon i parlamentet finner Dollar, Fisman og Gatti (2001) at kvinner er mer opptatt av fellesskapets beste. I tillegg viser en litteraturstudie at kvinner kan ha en tendens til å være mer tålmodige og langsiktig orientert (Silverman, 2003; Matsa og Miller, 2013). Kvinnelige styremedlemmer kan oppfordre selskaper til å innføre strategier som ser på de ansatte som eiendeler i stedet for at kostnader skal kuttes (Matsa og Miller, 2013).

På bakgrunn av den tidligere forskningen om preferanseforskjeller mellom kvinner og menn kan det antas at kvinnelige styremedlemmer er mindre opptatt av konkurranse og mer opptatt av rettferdighet, samtidig som deler av litteraturen peker på at kvinner i styret er mer risikosøkende. Videre tyder den tidligere forskningen på at kvinnelige ledere er mer opptatt av sine interesser, slik som ansatte og samfunnet (Matsa og Miller, 2013). Dette kan ha betydning for resultatavhengige kompensasjonselementer til toppledere, slik som opsjoner. Hvordan kvinneandelen kan påvirke opsjonsordninger er usikkert. Vi kommer derfor med følgende hypotese:

*Hypotese 3 (H<sub>3</sub>):* Flere kvinner i styret påvirker innslaget av aksjeopsjoner til konsernsjef.

## 3. Data

### 3.1 Datainnsamling

I undersøkelsen har vi benyttet oss av registerdata. Dette er data som anses å være svært pålitelige. Vi har hentet inn informasjon fra Oslo Børs og årsrapporter. Informasjonen fra Oslo Børs er av høy kvalitet da disse er basert på faktiske priser i markedet. Videre er dataene fra årsrapportene kvalitetssikret av revisorer.

Aksjekursene for de ulike selskapene har vi funnet ved hjelp av programmet Thomson Reuters Eikon. For å teste hypotesene våre har vi samlet inn data for fem ulike allmennaksjeselskaper fra årene 2003-2009. Årene er valgt fordi det gir oss mulighet til å sammenligne lederlønninger tre år før og tre år etter kvoteringsloven. Selskapene har vi plukket ut fra OBX-indeksen som viser de 25 mest omsatte aksjene på Oslo Børs i løpet av den tidsperioden vi undersøker. Basert på dette har vi valgt å undersøke DNB, Telenor, Storebrand, Orkla og Schibsted. Vi har forsøkt å ta med selskaper fra ulike bransjer. DNB og Storebrand tilhører finanssektoren, Schibsted til mediebransjen, Orkla til industri og konsumvarer og Telenor hører til telebransjen. DNB og Telenor er statlige selskaper.

Videre har vi hentet informasjon om lederlønninger fra årsrapportene til selskapene. Her opplyses det om retningslinjer for godtgjørelse til konsernsjefen som beskriver hovedprinsippene for selskapets lønnspolitikk. Årsrapportene gir i tillegg informasjon om hva godtgjørelsen til konsernsjefen består av. Vi har funnet årsrapportene på selskapenes hjemmesider, og til sammen har vi gått gjennom 35 rapporter.

Godtgjørelsen til daglig leder består av grunnlønn, naturalytelser, pensjon, bonus, langsiktig insentivordning (LTI) og aksjeopsjoner. Grunnlønn er fast lønn og er ikke avhengig av selskapets resultater. Naturalytelser er goder arbeidstakeren mottar fra arbeidsgiver, som ikke er penger. Eksempler på dette kan være telefon, bilordning og andre mindre godtgjørelser. Grunnlønn, naturalytelser og pensjon er elementer i den faste lønnen. Når det kommer til bonus regner vi dette som en fortjeneste som tildeles konsernsjefen i spesielle tilfeller, eller det kan være en regnskapsmessig bonus som avhenger av fastsatte mål. Lederen kan også motta et pengebeløp som han eller hun er forpliktet til å kjøpe aksjer for i selskapet, og dette kalles for langsiktig insentivordning. Videre kan aksjeopsjoner være en del av godtgjørelsen til lederen og det innebærer at lederen får muligheten til å kjøpe et bestemt antall aksjer i



selskapet til en avtalt pris. Når lederen tildeles aksjer og opsjoner er verdien usikker da vedkommende typisk må holde tildelingene i et visst antall år før de kan utøves (Randøy og Strøm, 2014).

Det viste seg å være en tidkrevende prosess å samle inn alle dataene vi trengte om lederlønninger. Årsrapportene er ulike både fra selskap til selskap, og noen selskaper endrer til og med på sin utforming av årsrapporten fra år til år.

For å få tilgang på informasjon om kvinneandel i ASA-ene har vi vært i kontakt med assisterende direktør i institutt for samfunnsforskning, Mari Teigen. Hun sendte oss data og en tabell på kvinneandel i allmennaksjeselskapene fra 2002-2012 (se Appendiks 1). Tabellen har Teigen laget på basis av informasjon hun har fått fra Statistisk Sentralbyrå (SSB).

Videre i dette kapittelet vil vi vise hvordan vi har funnet frem til selskapenes opsjonslønninger. Orkla, Schibsted og Telenor har opsjonsordninger og vi vil dermed gå grundigere gjennom godtgjørelsen til konsernsjefene i disse selskapene.

### **3.2 Beregning av opsjoner**

Etter å ha funnet ut hvilke selskaper som har opsjonsordninger, går vi nærmere inn på hvordan vi regner ut verdien av disse opsjonene. I tradisjonelle metoder for opsjonsprising, slik som Black Scholes, avhenger opsjonsverdien av utøvelseskursen, aksjekursen, volatiliteten til aksjen, rentenivået i perioden og tid til forfall. I denne metoden skilles det ikke mellom kostnaden av opsjonene for selskapet og hvilken verdi opsjonene har for lederen. Ofte mener ledere at opsjonsverdier beregnet med Black Scholes-formelen verdsettes for høyt (Hall og Murphy, 2002). For å finne verdien av opsjonene bruker vi metoden til Hall og Murphy (2002) for beregning av opsjoner til udiversifiserte ledere. Her beregnes verdien av opsjonene ut fra lederens synsvinkel, og i deres metode avhenger opsjonsverdien av tre ytterlige forhold: lederens risikoaversjon, lederens formue og diversifisering (Hall og Murphy, 2002). I beregningen av opsjonsverdiene benytter vi informasjon fra årene opsjonene tildeles. Vi anslår den forventede verdien av aksjen ved hjelp av kapitalverdimodellen (KVM):

$$E(S_T) = S_0 \left[ 1 + (r_f + (r_m - r_f)\beta - \frac{\sigma^2}{2}) \times T \right]^T$$

Hvor:

$S_0$  = Nåværende aksjekurs

$r_f$  = Risikofri rente

$r_m - r_f$  = Markedets risikopremie

$\beta$  = Aksjebeta

$\sigma$  = Aksjens volatilitet

$T$  = Tid til forfall

Det er vanlig å fastslå den risikofrie renten ved å bruke renten på statsobligasjoner. De fleste større selskaper og analytikere benytter langsiktig rente på statsobligasjoner for å bestemme risikofri rente (Berk og DeMarzo, 2014:404-6). Vi har funnet risikofri rente ut fra statsobligasjonsrente for 10 år fra Norges Bank (Norges Bank, 2015). Markedets risikopremie har vi satt til 5 %. Årsaken til det er at forskere og analytikere antar at risikopremien ligger mellom 3-5 % (Berk og DeMarzo, 2014:406). Ifølge en undersøkelse gjennomført av PwC er det vanlig å bruke en risikopremie på 4-5 % (PwC, 2008).

Aksjebeta måler svingningen til aksjen i forhold til markedet, og er en del av selskapets systematiske risiko. Den systematiske risikoen er den risikoen som berører alle selskapene i økonomien, og den kan ikke diversifiseres bort. En aksjebeta på 1 betyr at selskapets og markedets risiko er lik. En aksjebeta over 1 vil si at selskapets aksjer beveger seg mer enn markedet. Videre vil en aksjebeta lavere enn 1 bety at selskapets aksjer beveger seg mindre enn markedet og har dermed en lavere systematisk risiko (Berk og DeMarzo, 2014:337-8). Formelen til beta er (Hull, 2012:9):

$$\beta = \frac{\rho\sigma}{\sigma_M}$$

Hvor:

$\rho$  = Korrelasjonen mellom aksjens avkastning og markedets avkastning

$\sigma$  = Aksjens volatilitet

$\sigma_M$  = Markedets volatilitet

Vi viser beregningen av aksjebeta med et eksempel ved å ta for oss beta til Orkla i 2003. For å beregne selskapets beta finner vi først korrelasjonen mellom avkastningen på Orkla-aksjen og avkastningen på hovedindeksen på Oslo Børs (OSEBX). Videre beregner vi volatiliteten til Orkla-aksjen og markedets volatilitet. Beregningen av korrelasjonen og volatiliteten foretar vi i excel. Beta til Orkla i 2003 blir dermed:

$$\beta = \frac{0,5834 \times 0,2495}{0,1715} = 0,8486$$

De andre betaverdiene beregner vi ved hjelp av lineær regresjon i excel, der vi får de samme resultatene som ved bruk av formelen. Vi ser på forholdet mellom utviklingen til avkastningen på aksjen og hovedindeksen på Oslo Børs (OSEBX). Selskapets avkastning er den avhengige variabelen og markedets avkastning er den uavhengige variabelen i den lineære regresjonsmodellen. For regresjonsresultatene, se Appendiks 2.

Volatilitet er standardavviket til avkastningen på aksjen (Berk og DeMarzo, 2014:318). Volatiliteten måler usikkerheten til den fremtidige verdien på en eiendel. Når volatilitet blir brukt for å verdsette opsjoner er det vanlig å benytte volatiliteten til aksjen for ett år (Hull, 2012:146,205). Aksjens volatilitet har vi kalkulert ved bruk av historiske børsdata. Vi bruker et gjennomsnitt av volatiliteten basert på årene vi studerer i oppgaven.

I den videre utregningen av opsjonene finner vi forskjellen mellom den forventede aksjekursen  $E(S_T)$  og utøvelseskursen ( $X$ ):

$$C_T = \max(E(S_T) - X, 0)$$

Hvis utøvelseskursen er høyere enn den forventede aksjekursen har ikke opsjonen noen verdi. Er utøvelseskursen lavere enn  $E(S_T)$  fortsetter vi beregningen av opsjonen. Vi må definere den isoelastiske nyttefunksjonen for å finne verdien av opsjonen for konsernsjefen. Den isoelastiske nyttefunksjonen er definert ved:

$$u(W) = \frac{1}{(1 - \rho)} W^{1-\rho}$$

Hvor:

$\rho = \text{Risikoaversjon}$

$W = \text{Formue}$

Ifølge Lucas (1994) er det rimelig med en risikoaversjonskoeffisient mellom 0,10 og 0,25. Hall og Murphy (2002) benytter seg av en  $\rho$  lik 0,2 og 0,3. Da vi ikke kjenner lederens holdning til risiko, vil vi begynne med å regne ut opsjonene med  $\rho = 0,10$ ,  $\rho = 0,20$  og  $\rho = 0,30$ . På bakgrunn av den tidligere litteraturen, velger vi å regne ut den endelige opsjonsverdien med en antagelse om at lederens risikoaversjon er 0,2. I denne risikoaversjonskoeffisienten antar vi at daglig lederes oppsigelsesrisiko er inkludert (Peters og Wagner, 2014).

For å finne den forventede nytten til konsernsjefen må vi definere sikkerhetsekvivalenten. Sikkerhetsekvivalenten kan defineres som det sikre beløpet som lederen vil være villig til å bytte mot opsjonen (Hall og Murphy, 2002). Sikkerhetsekvivalenten kan regnes ut ved hjelp av følgende formel:

$$u(\hat{W}) = E(u(W))$$

Ved hjelp av denne metoden finner vi altså verdien av opsjonene. For å finne verdien av opsjonene i det inneværende året må vi også diskontere verdien med risikofri rente.

Vi vil nå presentere hvordan vi har regnet ut verdien av opsjonene til selskapene og forklare forutsetninger vi tar underveis. Først vil vi illustrere fremgangsmåten av datainnsamlingen ved å presentere et case om Orkla. Videre vil vi ta for oss opsjonsordningene til Telenor og Schibsted. På den måten får vi frem ulikheter i selskapenes lønnspraksis.

### **3.2.1 Case: Orkla**

Orkla er en leverandør av merkevarer til dagligvarehandelen og storhusholdning. De har posisjonert seg i flere land, og er en stor leverandør av bakeriprodukter i Europa. Selskapet har også forretning innen eiendom, vannkraft og aluminium, men har strategisk fokus rettet mot vekst i merkevarevirksomheten. I 2013 hadde Orkla rundt 17 000 ansatte, og er et av de mest omsatte selskapene på Oslo Børs (Orkla ASA).

I 2003 vedtar styret i Orkla at store deler av deres tidligere kontantbonusordning skal erstattes med en opsjonsordning (Orkla ASA, 2003). Opsjonene utstedes på 110 % av børskurs med løpetid på seks år. Opsjonene kan utøves de tre siste årene. For å unngå at toppledelsen skal dra fordel av omgjøringen blir ikke kontantbonusene som er ”in the money” omgjort til opsjoner. Ifølge ordningen har Orkla rett til å innløse opsjoner ved å utbetale et kontantbeløp som tilsvarer forskjellen mellom utøvelseskurs og sluttkurs på utøvelsesdagen. Utover dette har Orkla et årsbonussystem som belønner gode resultater. Bonuser baseres på fremgang for Orkla totalt, resultatene for de ulike forretningsområdene og individuelle resultater.

For å regne ut verdien av kontantbonusene til konsernsjefen benytter vi oss av følgende formel:

$$\text{Kontantbonus} = (S_T - X) \times \text{Antall aksjer}$$

Hvor:

$S_T = \text{Nåværende aksjekurs}$

$X = \text{Utøvelseskurs}$

For å beregne verdien av opsjonene benytter vi oss av formelen som er utledet tidligere i dette kapittelet. Vi viser beregninger av de kontantbonusene og opsjonene som har verdi. Tildelingene som ikke er av verdi føres opp som null i tabellene som vi legger frem for årene 2003 til 2009.

### 2003

Konsernsjef Finn Jebsen har en grunnlønn dette året på 3 536 280 kroner, og årets pensjonskostnad utgjør 562 833 kroner. Naturalytelser er 134 541 kroner. Jebsen fikk tildelt 75 000 aksjer i 2001 og 2002, der han har en rett på verdiøkningen av aksjene utover 110 % av børskurs dagen etter offentliggjøring av årsresultatet. I 2003 får han tildelt 75 000 aksjer som kontantbonus. Konsernsjefen har en gammel ordning knyttet til verdiutviklingen av 100 000 Orkla-aksjer fra tidligere stilling. Ifølge årsrapporten er ordningen basert på en markedsverdi for Orkla-aksjen på tildelingstidspunktet i 1995. Per 31.12.2003 er utøvelseskursen 51,42 (justert med konsumprisindeksen (KPI)). Dette er en kontantbonusordning, også kalt syntetiske opsjoner. Tildelingene er ikke konvertert til

fysiske opsjoner og ordningen er løpende. Vi finner at kontantbonusene og opsjonene ikke har noen verdi.

Tabell 1: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2003.

ORKLA	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So		rf-rm	Beta	E(St)	Kontantbonus	CT	Opsjon
2003	10.07.95	51,42	-	100	24,95 %	24,95 %	5,04 %	29,8	K	5 %	0,85		0		
	06.03.01	195,8	3 år	75	24,95 %	24,95 %	5,04 %	29,8	O	5 %	0,85	31,64		0	0
	07.03.02	165	3 år	75	24,95 %	24,95 %	5,04 %	29,8	O	5 %	0,85	37,62		0	0
	28.02.03	105,5	3 år	75	24,95 %	24,95 %	5,04 %	29,8	K	5 %	0,85		0		

## 2004

Dette året har Jebsen 3 607 004 kroner i grunnlønn, 132 053 kroner i naturalytelser og 740 000 kroner i pensjon. Han beholder tildelte kontantbonusordninger fra tidligere år.

Tildelingen av 100 000 aksjer fra 1995 må utøves innen 6 måneder. I tillegg til sine tildelte opsjoner fra 2001 og 2002 tildeles Jebsen 75 000 opsjoner i 2004. Som det fremgår av tabellen under har ikke opsjonene noen verdi dette året. Kontantbonusen fra 1995 er verdt:

$$\text{Kontantbonus} = (39,80 - 26,86) \times 100\,000 = 1\,294\,000^1$$

Tabell 2: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2004.

ORKLA	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So		rf-rm	Beta	E(St)	Kontantbonus	CT	Opsjon
2004	10.07.95	26,86	31.07.05	100	28,65 %	26,80 %	4,36 %	39,8	K	5 %	0,92		1294		
	06.03.01	170,8	3	75	28,65 %	26,80 %	4,36 %	39,8	O	5 %	0,92	41,94		0	0
	07.03.02	140	3	75	28,65 %	26,80 %	4,36 %	39,8	O	5 %	0,92	41,94		0	0
	28.02.03	80,05	3	75	28,65 %	26,80 %	4,36 %	39,8	K	5 %	0,92		0		
	05.03.04	191,15	3	75	28,65 %	26,80 %	4,36 %	39,8	O	5 %	0,92	62,29		0	0

## 2005

24. januar 2005 fratrer Jebsen sin stilling som konsernsjef, og Dag J. Opedal konstitueres som ny leder for selskapet. I denne perioden får den nye konsernsjefen 101 838 kroner per måned som en tilleggskompensasjon. Opedal blir fast ansatt som konsernsjef 01.06.2005. Hans grunnlønn er på 3 708 485 kroner, og han får 514 179 kroner i pensjon og 199 154 kroner i naturalytelser. Opedal har kontantbonuser og opsjoner fra tidligere stilling i Orkla. I 2005 tildeles han 50 000 opsjoner med løpetid på 6 år, og opsjonene kan utøves i de tre siste årene. Som tabellen under viser har verken kontantbonusene eller opsjonene positiv verdi.

<sup>1</sup> Vi har foretatt beregninger i excel og derfor kan beregninger på kalkulator avvike fra våre svar.

Tabell 3: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2005.

ORKLA	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So		rf-rm	Beta	E(St)	Kontantbonus	CT	Opsjon
2005	05.01.98	93,93	-	18	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	K	5 %	0,57		0		
	24.06.99	94,06	15.12.06	12	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	K	5 %	0,57		0		
	23.05.01	133		3	50	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	O	5 %	0,57	57,81	0	0
	05.07.02	135		3	40	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	O	5 %	0,57	57,81	0	0
	28.02.03	75,05	28.02.09	40	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	K	5 %	0,57		0		
	03.03.04	186,15		3	40	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	O	5 %	0,57	63,80	0	0
	14.02.05	233,7		3	30	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	O	5 %	0,57	74,91	0	0
	01.06.05	242		3	20	21,98 %	25,19 %	3,74 %	55,9	O	5 %	0,57	74,91	0	0

## 2006

Grunnlønn til Dag J. Opedal er på 4 013 643 kroner, naturallytelser 209 806 kroner og han får 791 934 kroner i pensjon. Antall opsjoner per 31.12 er 1 500 000. Videre tildeles han 50 000 nye opsjoner. Kontantbonusene og opsjonene har ikke noen verdi dette året heller.

Tabell 4: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2006.

ORKLA	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So		rf-rm	Beta	E(St)	Kontantbonus	CT	Opsjon
2006	05.01.98	95,96	15.12.08	18	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	K	5 %	0,65		0		
	24.06.99	96,08	15.12.09	12	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	K	5 %	0,65		0		
	23.05.01	133		3	50	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	O	5 %	0,65	73,48	0	0
	05.07.02	135		3	40	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	O	5 %	0,65	73,48	0	0
	28.02.03	75,05	28.02.09	40	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	K	5 %	0,65		0		
	03.03.04	186,15		3	40	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	O	5 %	0,65	73,48	0	0
	14.02.05	233,7		3	30	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	O	5 %	0,65	82,61	0	0
	01.06.05	242		3	20	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	O	5 %	0,65	82,61	0	0
	24.03.06	316,25		3	50	26,15 %	25,43 %	4,07 %	70,6	O	5 %	0,65	99,87	0	0

## 2007

Dag J. Opedal har 4 205 313 kroner i grunnlønn. Naturallytelser og pensjon er henholdsvis 197 354 kroner og 877 516 kroner. Ifølge årsrapporten oppdateres beholdningen av aksjer og opsjoner i februar dette året. Opedal tildeles 250 000 opsjoner i 2007. Antall opsjoner til konsernsjefen per 31.12 er 1 750 000.

Verdien av kontantbonusen fra 1998:

$$\text{Kontantbonus} = (105,25 - 19,73) \times 90\,000 = 7\,696\,800 \text{ kr}$$

Verdien av kontantbonusen fra 1999:

$$\text{Kontantbonus} = (105,25 - 19,75) \times 60\,000 = 5\,130\,000 \text{ kr}$$

Verdien av kontantbonusen fra 2003:

$$\text{Kontantbonus} = (105,25 - 15,01) \times 200\,000 = 18\,048\,000 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i 2001 er:

$$E(S_T) = 105,25 \left[ 1 + (0,0478 + 0,05 \times 1,09 - \frac{0,2633^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 112,37$$

$$C_T = 112,37 - 26,60 = 85,77$$

$$u(\hat{W}) = \frac{85,77^{1-0,2}}{1-0,2} = 44,01$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 44,01 \text{ kr} \times 250\,000 = 11\,002\,941 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i 2002 er:

$$E(S_T) = 105,25 \left[ 1 + (0,0478 + 0,05 \times 1,09 - \frac{0,2633^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 112,37$$

$$C_T = 112,37 - 27 = 85,37$$

$$u(\hat{W}) = \frac{85,37^{1-0,2}}{1-0,2} = 43,85$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 43,85 \text{ kr} \times 200\,000 = 8\,769\,496 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i 2004 er:

$$E(S_T) = 105,25 \left[ 1 + (0,0478 + 0,05 \times 1,09 - \frac{0,2633^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 112,37$$

$$C_T = 112,37 - 37,23 = 75,14$$

$$u(\hat{W}) = \frac{75,14^{1-0,2}}{1-0,2} = 39,59$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 39,59 \text{ kr} \times 200\,000 = 7\,918\,192 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt februar 2005 er:

$$E(S_T) = 105,25 \left[ 1 + (0,0478 + 0,05 \times 1,09 - \frac{0,2633^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 112,37$$

$$C_T = 112,37 - 46,74 = 65,63$$

$$u(\hat{W}) = \frac{65,63^{1-0,2}}{1-0,2} = 35,53$$

Vi diskonterer med risikofri rente for å finne verdien av opsjonen det inneværende året:

$$\frac{35,53}{(1 + 0,0478)^1} = 33,91$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 33,91 \text{ kr} \times 150\,000 = 5\,086\,187 \text{ kr}$$



Verdien av opsjoner tildelt juni 2005 er:

$$E(S_T) = 105,25 \left[ 1 + (0,0478 + 0,05 \times 1,09 - \frac{0,2633^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 112,37$$

$$C_T = 112,37 - 48,40 = 63,97$$

$$u(\hat{W}) = \frac{63,97^{1-0,2}}{1-0,2} = 34,81$$

Vi diskonterer med risikofri rente:

$$\frac{34,81}{(1 + 0,0478)^1} = 33,22$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 33,22 \text{ kr} \times 100\,000 = 3\,322\,002 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i 2006 er:

$$E(S_T) = 105,25 \left[ 1 + (0,0478 + 0,05 \times 1,09 - \frac{0,2633^2}{2}) \times 2 \right]^2$$

$$E(S_T) = 135,65$$

$$C_T = 135,65 - 63,25 = 72,40$$

$$u(\hat{W}) = \frac{72,40^{1-0,2}}{1-0,2} = 38,43$$

Vi diskonterer med risikofri rente:

$$\frac{38,43}{(1 + 0,0478)^2} = 35$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 35 \text{ kr} \times 250\,000 = 8\,751\,36 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i 2007 er:

$$E(S_T) = 105,25 \left[ 1 + (0,0478 + 0,05 \times 1,09 - \frac{0,2633^2}{2}) \times 3 \right]^3$$

$$E(S_T) = 183,18$$

$$C_T = 183,18 - 93,94 = 89,24$$

$$u(\hat{W}) = \frac{89,24^{1-0,2}}{1-0,2} = 45,43$$

Vi diskonterer med risikofri rente:

$$\frac{45,43}{(1 + 0,0478)^3} = 39,49$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 39,49 \text{ kr} \times 250\,000 = 9\,873\,635 \text{ kr}$$

Samlet verdi av kontantbonusene og opsjonene er:

$$7\,696\,800 + 5\,130\,000 + 18\,048\,000 + 11\,002\,941 + 8\,769\,496 + 7\,918\,192 + 5\,086\,187 + 3\,322\,002 + 8\,751\,136 + 9\,873\,635 = 85\,598\,388 \text{ kr}$$

Tabell 5: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2007.

ORKLA	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So		rf-rm	Beta	E(St)	Kontantbonus	CT	Opsjon
2007	05.01.98	19,73	15.12.08	90	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	K	5 %	1,09		7697		
	24.06.99	19,75	15.12.09	60	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	K	5 %	1,09		5130		
	23.05.01	26,6		3	250	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	O	5 %	1,09	112,37	85,77	11003
	05.07.02	27		3	200	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	O	5 %	1,09	112,37	85,37	8769
	28.02.03	15,01	28.02.09	200	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	K	5 %	1,09		18048		
	03.03.04	37,23		3	200	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	O	5 %	1,09	112,37	75,14	7918
	14.02.05	46,74		3	150	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	O	5 %	1,09	112,37	65,63	5086
	01.06.05	48,4		3	100	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	O	5 %	1,09	112,37	63,97	3322
	24.03.06	63,25		3	250	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	O	5 %	1,09	135,65	72,40	8751
	16.02.07	93,94		3	250	29,94 %	26,33 %	4,78 %	105,25	O	5 %	1,09	183,18	89,24	9874

I 2007 vedtar styret at det skal settes et tak på den årlige gevinstmuligheten på 1,5 årslønn for konsernledelsen. Siden kontantbonusene er syntetiske opsjoner beregner vi verdien av disse og opsjonene som en samlet opsjonsverdi. Verdien av kontantbonusene og opsjonene overstiger 1,5 årslønn da de er verdt i overkant av 85 millioner kroner. Dermed summerer vi konsernsjefens grunnlønn, naturalytelser og pensjon og multipliserer dette med 1,5 for å finne konsernsjefens gevinstmulighet:

$$(4\,205\,313 + 197\,354 + 877\,516) \times 1,5 = 7\,920\,275 \text{ kr}$$

Gevinsten av opsjonene og kontantbonusene i 2007 er altså 7 920 275 kroner.

## 2008

Opedal har 4 981 196 kroner i grunnlønn, 236 767 kroner i naturalytelser og 1 013 778 kroner i pensjonsinntjening dette året. Opedal innløser 90 000 aksjer i kontantbonus og 200 000 opsjoner. Videre tildeles han 100 000 nye opsjoner dette året.

Kontantbonusen fra 05.01.1998 utøves, og verdien er:

$$\text{Kontantbonus} = (40,60 - 20,17) \times 90\,000 = 1\,838\,700 \text{ kr}$$

Opsjonene fra 2002 utøves, og verdien er:

$$E(S_T) = 64 \left[ 1 + (0,0447 + 0,05 \times 1,04 - \frac{0,3233^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 66,84$$

$$C_T = 66,84 - 27 = 39,84$$

$$u(\hat{W}) = \frac{39,84^{1-0,2}}{1-0,2} = 23,83$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 23,83 \text{ kr} \times 200\,000 = 4\,766\,877 \text{ kr}$$

Verdien av kontantbonusen tildelt i 1999 er:

$$\text{Kontantbonus} = (45,45 - 20,17) \times 60\,000 = 1\,516\,800 \text{ kr}$$

Verdien av kontantbonusen tildelt i 2003 er:

$$\text{Kontantbonus} = (45,45 - 15,01) \times 200\,000 = 6\,088\,000 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i 2001 er:

$$E(S_T) = 45,45 \left[ 1 + (0,0447 + 0,05 \times 1,04 - \frac{0,3233^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 47,47$$

$$C_T = 47,47 - 26,60 = 20,87$$

$$u(\hat{W}) = \frac{20,87^{1-0,2}}{1-0,2} = 14,21$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 14,21 \text{ kr} \times 250\,000 = 3\,551\,956 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i 2004 er:

$$E(S_T) = 45,45 \left[ 1 + (0,0447 + 0,05 \times 1,04 - \frac{0,3233^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 47,47$$

$$C_T = 47,47 - 37,24 = 10,23$$

$$u(\hat{W}) = \frac{10,23^{1-0,2}}{1-0,2} = 8,03$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 8,03 \text{ kr} \times 200\,000 = 1\,606\,348 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i februar 2005 er:

$$E(S_T) = 45,45 \left[ 1 + (0,0447 + 0,05 \times 1,04 - \frac{0,3233^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 47,47$$

$$C_T = 47,47 - 46,74 = 0,73$$

$$u(\hat{W}) = \frac{0,73^{1-0,2}}{1-0,2} = 0,97$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 0,97 \text{ kr} \times 150\,000 = 145\,763 \text{ kr}$$

De resterende opsjonene til Opedal har ingen verdi.

Samlet verdi av opsjonene og kontantbonusene, inkludert de som utøves, er:

$$1\,838\,700 + 4\,766\,877 + 1\,516\,800 + 6\,088\,000 + 3\,551\,956 + 1\,606\,348 + 145\,763$$

= 19 514 445 kr

Tabell 6: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2008.

ORKLA	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So		rf-rm	Beta	E(St)	Kontantbonus	CT	Opsjon
2008	24.06.99	20,17	15.12.09	60	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	K	5 %	1,04		1517		
	23.05.01	26,6		3	250	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	O	5 %	1,04	47,47	20,87	3552
	28.02.03	15,01	28.02.09	200	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	K	5 %	1,04		6088		
	03.03.04	37,24		3	200	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	O	5 %	1,04	47,47	10,23	1606
	14.02.05	46,74		3	150	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	O	5 %	1,04	47,47	0,73	146
	01.06.05	48,4		3	100	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	O	5 %	1,04	47,47	0	0
	24.03.06	63,25		3	250	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	O	5 %	1,04	47,47	0	0
	16.02.07	93,94		3	250	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	O	5 %	1,04	53,89	0	0
	08.05.08	81,4		3	100	62,30 %	32,33 %	4,47 %	45,45	O	5 %	1,04	66,16	0	0
Utøvd	05.01.98	20,17	15.12.08	90	62,30 %	32,33 %	4,47 %	40,6	K	5 %	1,04		1839		
	05.07.02	27		3	200	62,30 %	32,33 %	4,47 %	64	O	5 %	1,04	66,84	39,84	4767

Verdien av opsjonene og kontantbonusene er over 19 millioner kroner, og vi må sette tak på gevinstmuligheten til konsernsjefen. Dette gjør vi på samme måte som i 2007 og finner at verdien av opsjonene og kontantbonusene er:

$$(4\,981\,196 + 236\,767 + 1\,013\,778) \times 1,5 = 9\,347\,612 \text{ kr}$$

## 2009

Dette året får Dag J. Opedal 5 032 179 kroner i grunnlønn, 1 038 000 kroner i bonus, 235 085 kroner i naturalytelser og 1 038 482 kroner i pensjon. Opsjonsgevinster er ikke inkludert i bonusen han mottar. Opedal tildeles 170 000 nye opsjoner i 2009, samtidig som han utøver sine siste kontantbonuser og en opsjonstildeling.

Kontantbonusen fra 24.06.1999 utøves, og verdien er:

$$\text{Kontantbonus} = (56,05 - 20,53) \times 60\,000 = 2\,131\,200 \text{ kr}$$

Kontantbonusen fra 28.02.2003 utøves, og verdien er:

$$\text{Kontantbonus} = (42,20 - 15,01) \times 200\,000 = 5\,438\,000 \text{ kr}$$

Opsjonene fra 2004 utøves, og verdien er:

$$E(S_T) = 56,05 \left[ 1 + (0,04 + 0,05 \times 0,90 - \frac{0,3317^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 57,73$$

$$C_T = 57,73 - 37,23 = 20,50$$

$$u(\hat{W}) = \frac{20,50^{1-0,2}}{1-0,2} = 14,01$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 14,01 \text{ kr} \times 200\,000 = 2\,801\,252 \text{ kr}$$

Opedal har fortsatt sine opsjoner tildelt i 2001 og verdien av disse er:

$$E(S_T) = 56,85 \left[ 1 + (0,04 + 0,05 \times 0,90 - \frac{0,3317^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 58,55$$

$$C_T = 58,55 - 27,20 = 31,35$$

$$u(\hat{W}) = \frac{31,35^{1-0,2}}{1-0,2} = 19,68$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 19,68 \text{ kr} \times 250\,000 = 4\,919\,151 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i februar 2005 er:

$$E(S_T) = 56,85 \left[ 1 + (0,04 + 0,05 \times 0,90 - \frac{0,3317^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 58,55$$

$$C_T = 58,55 - 46,74 = 11,81$$

$$u(\hat{W}) = \frac{11,81^{1-0,2}}{1-0,2} = 9,01$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 9,01 \text{ kr} \times 150\,000 = 1\,351\,868 \text{ kr}$$

Verdien av opsjoner tildelt i juni 2005 er:

$$E(S_T) = 56,85 \left[ 1 + (0,04 + 0,05 \times 0,90 - \frac{0,3317^2}{2}) \times 1 \right]^1$$

$$E(S_T) = 58,55$$

$$C_T = 58,55 - 48,40 = 10,15$$

$$u(\hat{W}) = \frac{10,15^{1-0,2}}{1-0,2} = 7,98$$

$$\text{Verdien av opsjonene} = 7,98 \text{ kr} \times 100\,000 = 798\,431 \text{ kr}$$

Verdien av opsjonene som tildeles i 2009 er:

$$E(S_T) = 56,85 \left[ 1 + (0,04 + 0,05 \times 0,90 - \frac{0,3317^2}{2}) \times 3 \right]^3$$

$$E(S_T) = 73,61$$

$$C_T = 73,61 - 52,36 = 21,25$$

$$u(\hat{W}) = \frac{21,25^{1-0,2}}{1-0,2} = 14,41$$

Vi diskonterer med risikofri rente:

$$\frac{14,41}{(1 + 0,04)^3} = 12,82$$

Verdien av opsjonene = 12,82 kr × 170 000 = 2 178 603 kr

Samlet verdi av opsjonene og kontantbonusene, inkludert de som utøves, er:

$$2\,131\,200 + 5\,438\,000 + 2\,801\,252 + 4\,919\,151 + 1\,351\,868 + 798\,431 + 2\,178\,603 = 19\,618\,505 \text{ kr}$$

Tabell 7: Opsjon og kontantbonus i Orkla 2009.

ORKLA	Tildelt	X	T	Antall	σ	Gj.snitt σ	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	Kontantbonus	CT	Opsjon	
2009	23.05.01	27,2		3	250	38,23 %	33,17 %	4 %	56,85	O	5 %	0,90	58,55	31,35	4919
	14.02.05	46,74		3	150	38,23 %	33,17 %	4 %	56,85	O	5 %	0,90	58,55	11,81	1352
	01.06.05	48,4		3	100	38,23 %	33,17 %	4 %	56,85	O	5 %	0,90	58,55	10,15	798
	24.03.06	63,25		3	250	38,23 %	33,17 %	4 %	56,85	O	5 %	0,90	58,55	0	0
	16.02.07	93,94		3	250	38,23 %	33,17 %	4 %	56,85	O	5 %	0,90	58,55	0	0
	08.05.08	81,4		3	100	38,23 %	33,17 %	4 %	56,85	O	5 %	0,90	63,87	0	0
	22.05.09	52,36		3	170	38,23 %	33,17 %	4 %	56,85	O	5 %	0,90	73,61	21,25	2179
Utøvd	24.06.99	20,53	15.12.09		60	38,23 %	33,17 %	4 %	56,05	K	5 %	0,90		2131	
	03.03.04	37,23		3	200	38,23 %	33,17 %	4 %	56,05	O	5 %	0,90	57,73	20,50	2801
	28.02.03	15,01	28.02.09		200	38,23 %	33,17 %	4 %	42,2	K	5 %	0,90		5438	

Etter å ha satt tak på gevinstmuligheten til Opedal finner vi at verdien av kontantbonusene og opsjonene er:

$$(5\,032\,179 + 235\,085 + 1\,038\,482) \times 1,5 = 9\,458\,619 \text{ kr}$$

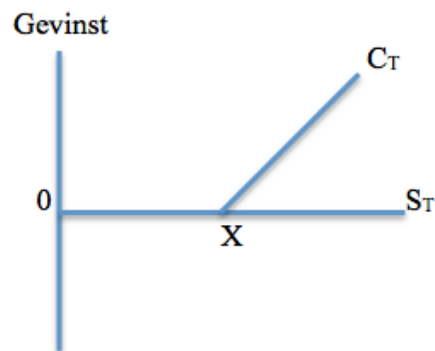
Under ser vi en oversikt over opsjonsverdiene til konsernsjefen i Orkla fra 2003-2009:

Tabell 8: Opsjonsverdier i Orkla 2003-2009.

År	Opsjon
2003	0
2004	1 294 000
2005	0
2006	0
2007	7 920 275
2008	9 347 612
2009	9 458 619

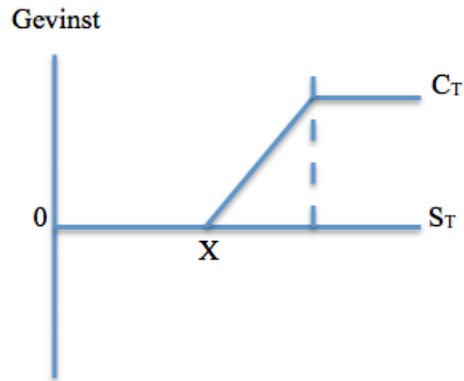
Det kan diskuteres hvorvidt opsjonsordningen i Orkla fungerer som et insentiv for konsernsjefen. I årene før 2007 er det interessant å se at ingen av opsjonene har verdi og at de ikke sikrer noen gevinst for lederen i selskapet. Dermed kan det tenkes at disse opsjonene har liten insentivvirkning. I utgangspunktet skal en slik opsjonsordning blant annet motivere

ledere i selskapet til å yte ekstra. Når utøvelseskursen fastsettes slik at det virker uopnåelig å opparbeide gevinst på opsjonene kan det tenkes at en slik ordning i stedet virker demotiverende. I årene 2003 til 2006 er forskjellen mellom utøvelseskursen og sluttkursen betydelig og det er klart at opsjonene har verdi lik null. For konsernsjefen i Orkla vil ikke gevinstprofilen være positiv i årene 2003-2006 da utøvelseskursen ikke overstiger sluttkursen. Under illustrerer vi hvordan gevinstprofilen til konsernsjefens opsjoner ser ut. Ettersom  $C_T$  ikke blir større enn sluttkursen,  $S_T$ , er altså gevinsten til konsernsjefen null.



Figur 1: Gevinstprofil 1.

Fra og med 2007 ser bildet ganske annerledes ut. Her har opsjonene til konsernsjefen stor gevinst. Gevinsten er så høy at selskapet har bestemt at det skal settes et tak på gevinstmuligheten til både kontantbonusene og opsjonene. Dette kan skape et annet problem knyttet til innsats og insentiv. Når konsernsjefen har nådd taket på gevinstmuligheten kan det stilles spørsmål til om han har motivasjon til å yte utover dette når han uansett ikke vil få noen fortjeneste for det. Som figuren under viser har konsernsjefen en begrensning på hvor høy gevinst han har mulighet til å opparbeide på opsjonene.



Figur 2: Gevinstprofil 2.

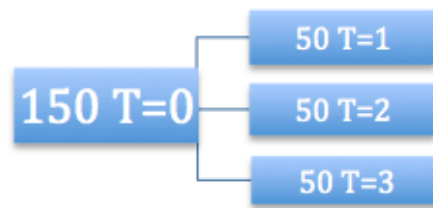
Vi har nå presentert et case om Orkla, og videre tar vi for oss forutsetningene og resultatene av opsjonsordningene til Telenor og Schibsted.

### 3.2.2 Telenor

Jon Fredrik Baksaas er konsernsjef i Telenor og hans godtgjørelse består av en opsjonsordning. Følgende vil vi vise forutsetningene vi har gjort for å finne verdien av Baksaas sine opsjonsordninger, og resultatet av beregningene vi har foretatt presenteres i kapittel 3.1.4. For en nærmere oversikt over opsjonsberegningene, se Appendiks 3.

Baksaas tildeles 250 000 opsjoner i 2003, og utøvelseskursen ved tildeling var 26,44 kroner. Utøvelseskursen vokser med en rente på 5,38 % per år. I tillegg fikk konsernsjefen 150 000 opsjoner da han inntrådte i stillingen som leder for selskapet i juni 2002, samtidig som han ble tildelt 100 000 opsjoner i februar 2002. Opsjonene som tildeles Baksaas kan utøves med en tredjedel hvert av de kommende tre år etter tildelingen. Opsjonene kan senest utøves etter syv år. Når Baksaas eksempelvis mottar 150 000 opsjoner antar vi at disse tildeles i år 0, og han vil kunne utøve 50 000 opsjoner i år 1, 50 000 opsjoner i år 2 og 50 000 opsjoner i år 3. Vi illustrerer dette slik:





Figur 3: Opsjonstildeling Telenor.

Dersom Baksaas ikke utøver opsjonene i  $T = 1$  forstår vi det slik at han i periode 2 har opsjonene sine fra  $T = 1$  og  $T = 2$ , det vil si 100 000 opsjoner. Denne fremgangsmåten for opsjonstildeling gjelder for alle opsjoner konsernsjefen mottar til og med 2005. Opsjoner han får i 2006 har en karantenetid på tre år, og etter tre år kan opsjonene utøves.

Utøvelseskursen til opsjonene tildelt i juni 2002 var 42,12 kroner, mens for opsjonene tildelt i februar 2002 var utøvelseskursen 50,96 kroner. Disse utøvelseskursene er tillagt en rente per påbegynt måned som tilsvarer  $1/12$  av 12 måneders NIBOR. Vi finner månedlig NIBOR-rente på Norges Bank sine hjemmesider. Vi viser fremgangsmåten for å finne utøvelseskursen med et eksempel. Dersom vi antar at året er 2003, fastsetter vi utøvelseskursen til opsjoner tildelt i juni 2002 ved å finne månedlig NIBOR-rente fra juni 2002 til mai 2003. Utøvelseskursen blir da:

$$Utøvelseskurs = 42,12 \times (1 + NIBOR_{jun}) \times (1 + NIBOR_{jul}) \times \dots \times (1 + NIBOR_{mai}) = 89,59.$$

Fremgangsmåten blir den samme for hvert år, og vi gjør det på tilsvarende måte for opsjoner tildelt i februar 2002. Vi forutsetter at opsjonene utøves på årets siste dag da det ikke er opplyst om annet, og vi benytter dermed årets sluttkurs når vi beregner verdien av opsjonene.

Det er også andre forutsetninger vi har tatt i beregningen av opsjonsordningene til lederen i Telenor. Blant annet utøver konsernsjefen 270 000 opsjoner i 2006. I årsrapporten er det ikke opplyst om hvilke opsjoner han utøver, og dermed antar vi at han utøver de opsjonene han ble tildelt først. Vi går ut fra at han utøver de 150 000 opsjonene han fikk i juni 2002 og 100 000 opsjoner fra februar 2002, samt 20 000 opsjoner fra 2003. Etter å ha utøvd disse opsjonene har konsernsjefen igjen 230 000 opsjoner fra 2003. I tillegg tildeles han 100 000 opsjoner i 2006 med en utøvelseskurs på 74,90 kroner, og disse har tid til forfall på 3 år. Baksaas

tildeles ingen nye opsjoner etter dette året. I 2009 utøver Baksaa 30 000 opsjoner, og vi antar at dette er opsjoner fra 2003.

I tabell 9 presenteres de endelige opsjonsverdiene til Baksaa fra 2003 til 2009. Som det fremgår av tabellen har ikke opsjonsordningene positiv forventet verdi i 2003, og vi ser at det er stor variasjon i verdiene fra år til år.

### 3.2.3 Schibsted

Schibsted opprettet et opsjonsprogram for ledere i 2000. Opsjonsprogrammet er rullerende og konsernsjefen får 30 000 opsjoner per år. Opsjonene opptjenes over tre år og må utøves innen ett år etter utgangen av opptjeningsperioden. Lederen av selskapet mottok 30 000 aksjeopsjoner i 2001, 2002 og 2003, og utøvelseskursen til opsjonene er konstant gjennom deres levetid. I 2005 endres opsjonsprogrammet. Opsjonene kan nå utøves innen to år etter utgangen av opptjeningsperioden. Endringene gjelder også for opsjoner som er tildelt før 2005. Det utnevnes en ny konsernsjef i 2009, og vi tar kun hensyn til godtgjørelsen til den nye konsernsjefen i beregningen av opsjonene.

Resultatene av opsjonsberegningene i Schibsted viser at det er en relativt liten endring i verdien av opsjonene fra år til år. Vi finner at den gjennomsnittlige verdien av opsjonene til Schibsteds konsernsjef i årene vi studerer er rundt 2,5 millioner kroner. Opsjonsberegningene fra 2003 til 2009 i Schibsted presenteres i Appendiks 4.

### 3.2.4 Oppsummering av opsjonsberegninger

Resultatene av opsjonsordningene til konsernsjefene i Orkla, Telenor og Schibsted legges frem i tabellen under.

Tabell 9: Opsjonsverdier i Orkla, Telenor og Schibsted 2003-2009.

År	Opsjoner - Orkla	Opsjoner - Telenor	Opsjoner - Schibsted
2003	0	0	669 845
2004	1 294 000	1 607 567	3 714 904
2005	0	5 463 854	3 822 299
2006	0	20 941 760	4 721 558
2007	7 920 275	15 676 616	3 951 173
2008	9 347 612	2 252 245	0
2009	9 458 619	6 987 804	1 035 640

Som vi nå har sett har Orkla, Telenor og Schibsted ulike opsjonsordninger for sine daglige ledere. Schibsted har et rullerende opsjonsprogram der konsernsjefen mottar et bestemt antall opsjoner hvert år, mens i Orkla og Telenor har tildelingen av opsjoner vært mer varierende. Sammenlignet med Telenor og Orkla er verdien av opsjonsavlønningen i Schibsted mindre. Samtidig har verdien av opsjonene til konsernsjefen i dette selskapet holdt seg relativt stabil sett mot Telenor og Orkla. For eksempel har det vært større svingninger i verdien av Baksaa sine opsjoner. Tabell 9 viser at opsjonsgevinsten til Baksaa i 2006 er i overkant av 20 millioner kroner mens gevinsten i 2009 er betydelig mindre. Vi ser at konsernsjefen i Telenor har opparbeidet høyest opsjonsgevinst blant de tre selskapene, og dette kan henge sammen med at Telenor også er den største virksomheten.

## 4. Metode

### 4.1 Oversikt over metode

For å teste våre hypoteser vil vi bruke metoden til Megginson (Megginson, Nash og Randenborgh, 1994). Metoden deres går ut på å sammenligne utvalg. Disse forskerne undersøker endringer i lønnsomhet blant selskaper som blir privatisert. De studerer selskapene over en syvårsperiode der de tar for seg tre år før privatiseringen og tre år etter. Deretter beregner de gjennomsnittet av ulike lønnsomhetsvariabler før og etter privatiseringen. Året for privatiseringen setter de som år 0, og de ekskluderer dette året fra beregningen av gjennomsnittet. Vi vil gjøre våre analyser på tilsvarende måte, og vi studerer lovendringen som et naturlig eksperiment (Johannessen, Christoffersen og Tuft, 2011:364). Først regner vi ut gjennomsnittet av lederlønninger før kvoteringsloven, det vil si gjennomsnittet for årene 2003 til 2005. Videre gjør vi det samme for årene 2007 til 2009. For å undersøke om kvoteringsloven har ført til noen endringer i lederlønningene vil vi altså sammenligne gjennomsnittet årene før og etter kvoteringsloven, som ble vedtatt i 2006. Vi foretar sammenligninger for samlet lederlønn, fast og variabel lederlønn samt opsjonsavlønning. Vi vil også beregne standardavviket, minimum, maksimum og medianen av lederlønningene, og studere gjennomsnittet av disse før og etter kvoteringsloven.

### 4.2 T-test

For å teste for signifikante forskjeller benytter vi oss av en tosidig t-test. Vi vil gjøre dette for å undersøke om gjennomsnittet i årene 2003-2005 og 2007-2009 er like eller forskjellige fra hverandre. Vi formulerer en nullhypotese,  $H_0$ , og en alternativhypotese,  $H_1$ . Nullhypotesen vår er at det ikke er noe forskjell mellom gjennomsnittene. Alternativhypotesen er at gjennomsnittene er ulike før og etter kvoteringsloven. Dersom vi finner at det er en forskjell mellom årene 2003-2005 og 2007-2009 forkaster vi  $H_0$ . Vi regner ut t-verdiene og frihetsgradene med følgende formel:

$$t = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}}; \quad d.f. = \frac{(s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2)^2}{(s_1^2/n_1)^2/(n_1 - 1) + (s_2^2/n_2)^2/(n_2 - 1)}$$

Fotskriften 1 er selskapene i årene 2003-2005 og 2 er 2007-2009.  $\bar{X}$  er gjennomsnitt,  $s$  er standardavvik og  $n$  er antall selskaper.

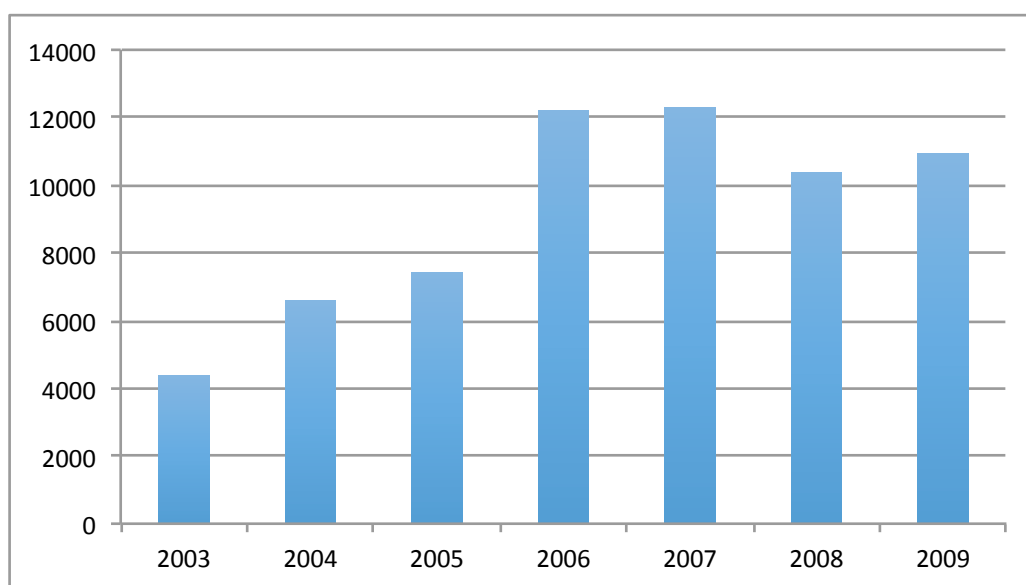
## 5. Resultater

I den første delen av dette kapittelet vil vi presentere lederlønsutviklingen samt utviklingen i kvinneandelen i norske allmennaksjeselskaper fra 2003 til 2009. Videre vil vi teste våre hypoteser og forsøke å svare på disse.

### 5.1 Lederlønsutvikling

Vi vil legge frem lederlønsutviklingen i denne delen av oppgaven. Først vil vi ta for oss samlet lederlønsutvikling der vi studerer forskjellen mellom gjennomsnitts- og medianlønn. Deretter vil vi vise utviklingen i hvert kompensasjonselement. Vi ser på utviklingen i fast lønn og variabel lønn, samtidig som vi går nærmere inn på utviklingen i opsjonsavlønning.

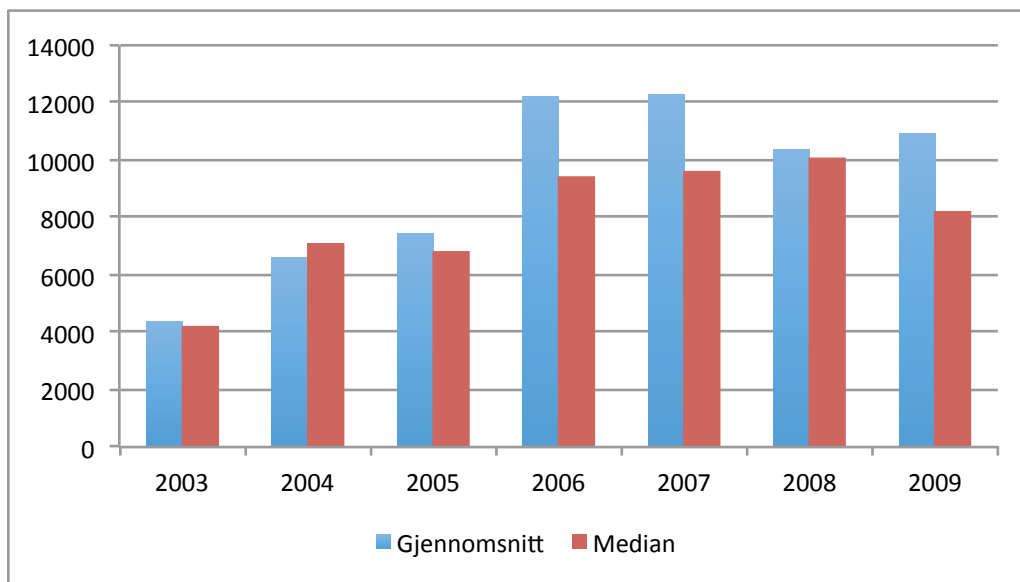
#### Total godtgjørelse til konsernsjef fra 2003 til 2009



Figur 4: Gjennomsnittlig total godtgjørelse til konsernsjef, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000.

Figuren over viser at den gjennomsnittlige godtgjørelsen til konsernsjef øker betraktelig fra 2003 til 2006. Den største økningen er fra 2005 til 2006 da lederlønnen stiger med 63 %. Deretter holder lønnen seg stabil til 2007 før den synker med 16 % i 2008. Kompensasjonen er på sitt høyeste nivå i 2006 og 2007. Våre beregninger viser at gjennomsnittlig godtgjørelse til konsernsjef i årene vi studerer er 9,1 millioner kroner, men som figuren viser svinger godtgjørelsen i perioden.

Det kan være fornuftig å skille mellom median og gjennomsnitt i fremstillingen av godtgjørelsen til toppledere. Median er den midterste verdien av lederlønnene når disse rangeres fra lavest til høyest. Gjennomsnittsverdien av lederlønnen er som regel høyere enn medianen siden de høyeste lederlønnene trekker gjennomsnittet opp. Medianen er mindre følsom for ekstreme observasjoner (Johannessen et al., 2011:301). Dersom forskjellen mellom medianen og gjennomsnittet er stor, kan en fremstilling av gjennomsnittslønnen til toppledere gi et misvisende bilde. Vi vil derfor presentere både gjennomsnitts- og medianlønn. Statistisk Sentralbyrå benytter ofte medianen for å beregne hva som er typisk inntekt i befolkningen (Johannessen et al., 2011:302). Ifølge Murphy (2012) er det mer passende å benytte medianlønnen for å beskrive godtgjørelsen til en ”typisk” toppleder.



Figur 5: Total lønn til konsernsjef i gjennomsnitt og median, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000.

Som det fremgår av figuren over er gjennomsnittet større enn medianen i de fleste årene, bortsett fra i 2004. Dette kan indikere at ekstremverdiene er store, det vil si at noen konsernsjefer tjener mye mens andre tjener betydelig mindre. Gjennomsnittet og medianen er ganske like de tre første årene og det er også tilfellet i 2008. Forskjellen mellom gjennomsnitts- og medianlønnen er større i 2006, 2007 og 2009. Vi ser at medianen av godtgjørelsen stiger fra 2003 til 2008, før den synker noe i 2009. Ser vi på gjennomsnittet er lederlønnen høyest i 2006 og 2007. Medianen viser et noe annerledes bilde der lønnen fortsatt er høy i 2006 og 2007, men i motsetning til gjennomsnittet så stiger medianen litt i 2008.

Vi vil også beregne standardavviket, som viser avvikene fra gjennomsnittet (Johannessen et al., 2011:306). Vi gjør dette for å undersøke om lederlønnene ligger rundt gjennomsnittet eller om det foreligger store spredninger. Dersom standardavviket er stort kan vi anta at det er store lønnsvariasjoner blant topplederne i selskapene vi studerer.

Under i tabell 10 ser vi lederlønnsutviklingen til konsernsjefene fra 2003 til 2009, med gjennomsnitt, standardavvik og median.

Tabell 10: Samlet lønn til konsernsjef. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003	4385	444	3896	4234	4996	5
2004	6596	1358	4706	7141	8171	5
2005	7435	2875	4422	6790	11942	5
2006	12213	9432	5015	9392	28376	5
2007	12300	7305	6774	9588	24565	5
2008	10377	3568	5899	10055	15579	5
2009	10926	5663	5615	8216	17286	5
Total	64231	30645	36327	55416	110915	35

Standardavviket varierer fra år til år. De største avvikene finner vi i 2006 og 2007. Det viser også figur 5 der forskjellen mellom gjennomsnitt og median er store disse to årene.

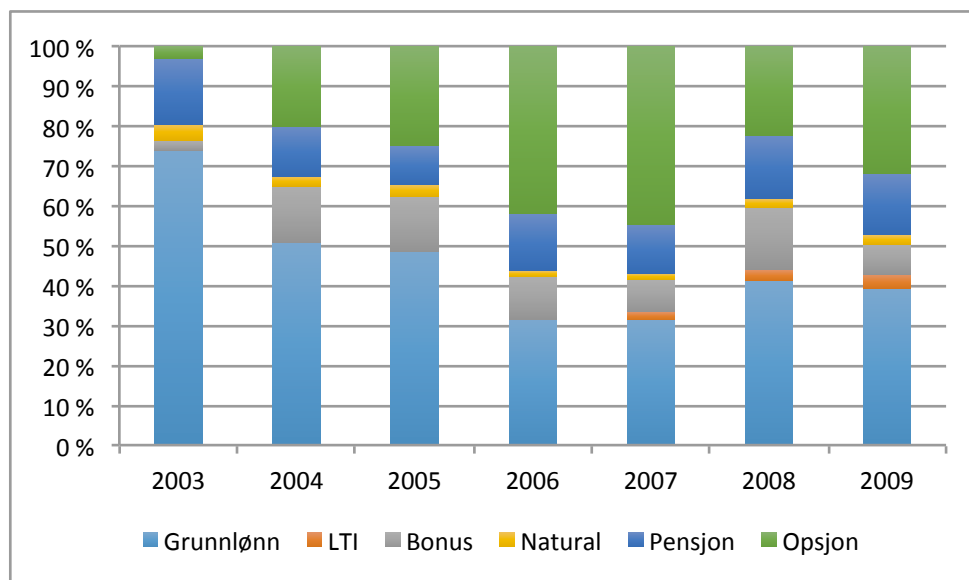
Standardavviket tyder på at lederlønnene ikke ligger rundt gjennomsnittet, og at det altså er spredning i lønningene.

Vi ser av figur 5 og tabell 10 at det er noen forskjeller mellom gjennomsnitt og median, men i de fleste tilfeller er ikke forskjellene altfor store. Derfor vil vi videre benytte gjennomsnittet i presentasjonen av lederlønnsutviklingen. Dersom det hadde vært stor forskjell mellom gjennomsnitt og median, kunne det vært problematisk å bruke gjennomsnittet (Randøy og Strøm, 2014).



## Lederlønssammensetning 2003-2009

Videre vil vi presentere lederlønssammensetningen til konsernsjefene i selskapene vi studerer.



Figur 6: Lederlønssammensetning. Fem selskaper.

Figuren over viser at andel grunnlønn faller frem til 2007. Dette året utgjør grunnlønnen ca. 30 % av den totale godtgjørelsen, sammenlignet med 2003 da grunnlønnen utgjorde hele 75 % av samlet kompensasjon. Grunnlønnen stiger med 10 % fra 2007 til 2008. Andelen bonus varierer noe, men holder seg relativt stabil i perioden vi studerer. Nivået på pensjonskostnader og naturalytelser holder seg jevnt i perioden.

Av figur 6 ser vi at opsjonene stadig blir en større del av lederlønnen ettersom årene går. I 2003 er det kun noen få prosent av godtgjørelsen som består av aksjeopsjoner, før opsjonsavlønn utgjør over 40 % av den totale kompensasjonen i 2006 og 2007. Konsernsjef i Telenor, Jon Fredrik Baksaas, hadde en veldig høy opsjonsavlønn i 2007. Det er denne ekstremverdien som trekker gjennomsnittlige opsjonstildelinger opp. I 2008 synker andelen opsjoner til rundt 20 % av total lønn, mens den stiger til 30 % i 2009. Langtidsinsentiver blir en del av godtgjørelsen først i 2007, og det er kun Telenor som har en slik ordning.

Under legger vi frem en tabell som viser lederlønssammensetningen i selskapene. Tallene er i gjennomsnitt for hele perioden vi studerer (2003-2009).

Tabell 11: Lederlønns sammensetning. Tall i 1000.

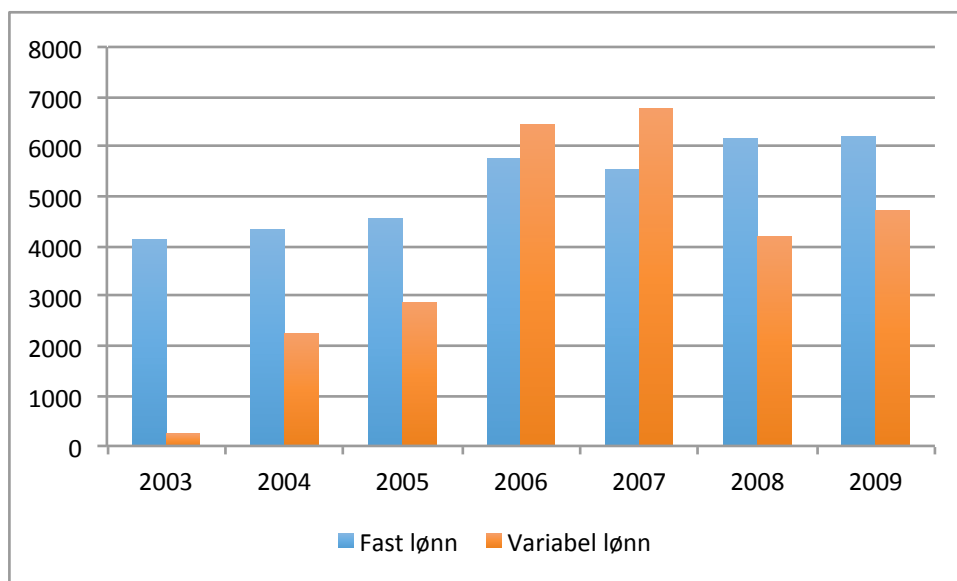
	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
Grunnlønn	3783	724	2410	3708	5032	35
LTI	134	452	0	0	1958	35
Bonus	971	1052	0	963	4642	35
Natural	203	74	0	216	364	35
Pensjon	1261	954	118	893	4553	35
Opsjon	2825	4852	0	0	20942	35
Sum lønn	9176	8108	2528	5780	37491	

Ifølge tabellen er gjennomsnitt og median for grunnlønn tilnærmet lik og ligger på rundt 3,7 millioner kroner. Det samme gjelder for naturalytelser der verdien er rundt 200 000 kroner. Forskjellen på gjennomsnittet og medianen av pensjonen er i underkant av 400 000 kroner. Et interessant trekk er at det er en forholdsmessig stor spredning fra minimumspensjonen til maksimumspensjonen, og det tyder på at det er store ulikheter i pensjonen til topplederne i selskapene vi studerer. En nærmere sjekk av våre data viser at det er DNB og Telenor som har høye pensjonsutbetalinger til sine konsernsjefer, se Appendiks 5.

Når det kommer til opsjonsavlønningen er det stor forskjell mellom gjennomsnitt og median. Årsaken til det er at to av selskapene ikke har opsjonsordninger samtidig som verdien av opsjonene varierer mye blant selskapene som har slike ordninger. Medianen er null, mens gjennomsnittet er mye høyere og ligger på 2,8 millioner kroner. Standardavviket er høyt som vil si at det er stor spredning i opsjonsverdiene. Verdien går fra null til nesten 21 millioner kroner. Differansen er stor og maksimumsverdien er høy, spesielt når gjennomsnittet ligger på litt under 3 millioner kroner. Som nevnt tidligere skyldes dette i stor grad Telenor sin høye opsjonsavlønning. Gjennomsnittet og medianen av bonuslønnen er nesten lik, men standardavviket er høyt og det tyder på at det er store spredninger i bonusutbetalingene. Mens noen konsernsjefer ikke får utbetalt noen bonus er det andre som har bonuser langt over gjennomsnittet. Den høyeste utbetalingen er på over 4 millioner kroner. Når gjennomsnittet ligger på nesten 1 million kroner tyder det på at det er stor avstand mellom bonusene til konsernsjefene i de ulike selskapene.

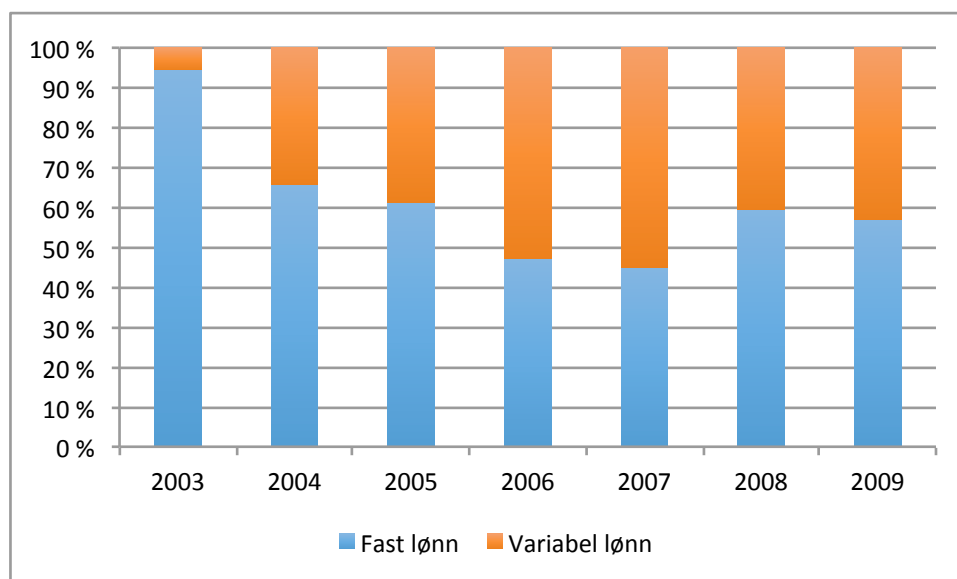
For å vise utviklingen i fast lønn og variabel lønn tydeligere, legger vi frem to figurer og to tabeller som illustrerer hvordan denne lønns sammensetningen har utviklet seg. Som tidligere nevnt består fast lønn av grunnlønn, naturalytelser og pensjonskostnader.

Lønnskomentene i variabel lønn er bonus, LTI og opsjoner. I figur 7 ser vi endringen i fast og variabel lønn.



Figur 7: Fast og variabel lønn til konsernsjef, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000.

Figur 7 viser at fast lønn øker frem til 2008, før veksten avtar i 2009. Utviklingen i den variable lønnen varierer. Den variable lønnen har en topp i 2007, før den faller noe frem til 2009. I neste figur viser vi sammensetningen av andel fast og variabel lønn.



Figur 8: Sammensetning av fast og variabel lønn til konsernsjef, 2003-2009. Fem selskaper.

Figuren over viser at godtgjørelsen fortrinnsvis består av fast lønn i 2003, og variabel lønn utgjør kun 5 % av den totale lønnen. Dette endrer seg de neste årene og den variable lønnen blir en større del av den totale lønnen. I 2006 og 2007 utgjør den variable lønnen over 50 % av den samlede godtgjørelsen. Dette endrer seg noe i 2008 og 2009 når andel variabel lønn blir mindre, mens den faste lønnen øker til rundt 60 %.

Under viser vi en tabell av andel fast lønn i perioden vi tar for oss.

Tabell 12: Andel fast lønn til konsernsjef, 2003-2009. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003	4144	530	3589	4005	4996	5
2004	4343	792	3493	4306	5580	5
2005	4558	634	3745	4422	5439	5
2006	5762	2265	3695	5015	9501	5
2007	5534	1194	4512	5280	7371	5
2008	6168	1027	4957	6232	7552	5
2009	6215	1548	3999	6306	8216	5
Total	36724	7990	27990	35566	48655	35

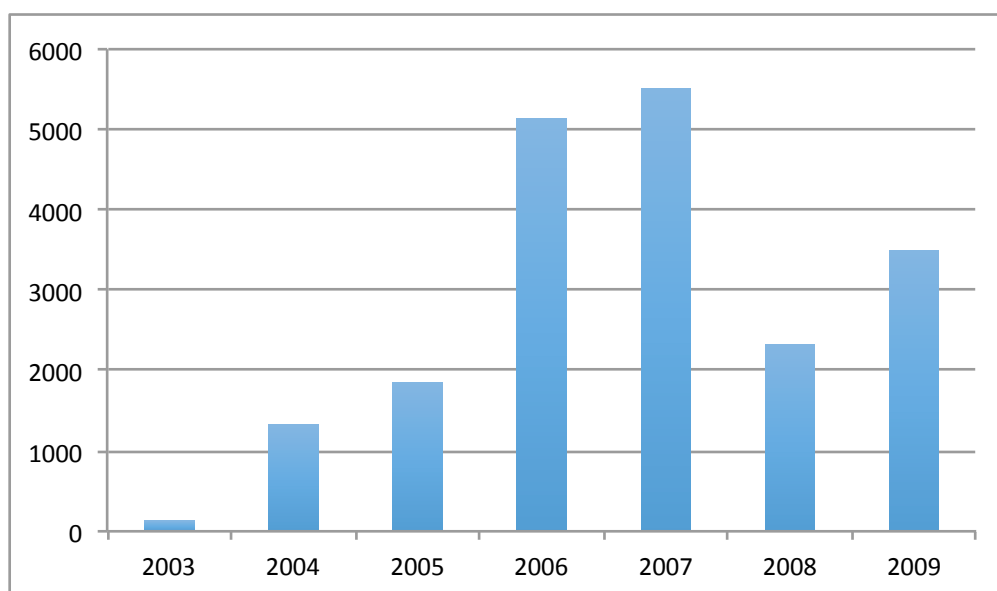
Av tabell 12 ser vi at det ikke er stor forskjell på gjennomsnittet og medianverdien. Standardavviket er heller ikke så stort de fleste årene og det er ikke voldsomme spredninger i verdiene. Den største spredningen er i 2006 da det er stor forskjell på minimums- og maksimumslønn. Minimumslønnen er på 3,7 millioner kroner, mens maksimumslønnen er 9,5 millioner kroner.

Tabellen under viser en oversikt over den variable lønnen. I motsetning til fast lønn er standardavviket til variabel lønn mye høyere nesten alle årene. Det er betydelig forskjell på minimums- og maksimumslønnen i både 2006 og 2007. Differansen mellom den høyeste og laveste verdien er rundt 20 millioner kroner. Som tidligere nevnt vil det være stor forskjell blant selskapene når det kommer til variabel lønn da det er noen selskaper som ikke har opsjonsordninger og enkelte som ikke utbetaler bonus hvert år. Det er stor forskjell på gjennomsnitt og median, og forskjellene er størst i 2006 og 2009. Det er over 3 millioner kroner som skiller gjennomsnitt og median disse årene.

Tabell 13: Andel variabel lønn til konsernsjef, 2003-2009. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003	241	333	0	0	670	5
2004	2252	1711	400	1608	4678	5
2005	2878	2589	0	1925	6503	5
2006	6450	9081	0	2460	22273	5
2007	6765	7246	0	5076	18582	5
2008	4209	3401	942	4642	9348	5
2009	4712	5285	0	1616	10497	5
Total	27507	29646	1342	17327	72551	35

Under presenterer vi endringen i opsjonsavlønning til konsernsjefene. DNB og Storebrand tildeler ikke opsjoner til sine konsernsjefer.



Figur 9: Opsjonsavlønning til konsernsjef i 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000.

Figur 9 viser den gjennomsnittlige verdien av opsjonsordningene. Selv om DNB og Storebrand ikke har opsjoner er disse selskapene inkludert i figuren. Verdien av opsjonene varierer over hele perioden. Opsjonslønnen er lav det første året da få av opsjonene har positiv forventet verdi. Opsjonslønnen øker de neste to årene før den tar et stort byks i 2006 hvor opsjonene har en gjennomsnittlig verdi på over 5 millioner kroner. Deretter faller den til under halvparten i 2008 før verdien stiger igjen i 2009. Det høyeste nivået på opsjonsavlønningen er i 2007.

I tabellen under ser vi utviklingen i opsjonsordningene til selskapene.

Tabell 14: Opsjonsavlønning 2003-2009. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003	134	300	0	0	670	5
2004	1323	1525	0	1294	3715	5
2005	1857	2608	0	0	5464	5
2006	5133	9071	0	0	20942	5
2007	5510	6564	0	3951	15677	5
2008	2320	4048	0	0	9348	5
2009	3497	4423	0	1036	9459	5
Total	19774	28539	0	6281	65275	35

Minimumslønnen vil hvert år være null siden det er to selskaper som ikke har opsjonsordninger. Da blir det stor forskjell på minimums- og maksimumslønnen, spesielt når maksimumslønnen er over 15 millioner kroner i 2006 og 2007. Vi ser at standardavviket er stort disse årene. I tillegg er det også stor forskjell på gjennomsnittet og medianen alle årene.

### 5.1.1 Lønn og selskapsstørrelse

Som vi presenterte i teorikapittelet viser det seg at størrelsen på selskapet har betydning for hvor høy lønnen er. Ved å rangere selskapene etter markedsstørrelse undersøker vi om dette også er tilfellet i våre data. Markedsstørrelsen til selskapene har vi funnet på Oslo Børs sine hjemmesider. Vi har en antagelse om at det største selskapet har høyest lønn i årene vi studerer.

Tabell 15: Rangering av selskapene etter markedsverdi (MV) og lønn i årene 2003-2009. Tall i 1000.

Rangering MV	Sum lønn	Gj.snitt lønn
1. Telenor	105875	15125
2. DNB	51994	7428
3. Orkla	65026	9289
4. Storebrand	46704	6672
5. Schibsted	51556	7365

Som det fremgår av tabellen er Telenor det største selskapet, og det er også dette selskapet som utbetaler høyest lønn til sin konsernsjef. Videre i tabellen er det ingen helt klare indikasjoner på at de største selskapene målt i markedsverdi har høyere lønn. Dette kan henge sammen med sammensetningen av kompensasjonen til konsernsjefene. I markedsverdi er Orkla et mindre selskap enn DNB, men lønnen til konsernsjefen i Orkla er høyere. Denne observasjonen kan skyldes opsjonsordningen til konsernsjefen i Orkla. Tilsvarende gjelder

for Schibsted og Storebrand. Storebrand er større målt i markedsverdi samtidig som konsernsjefen mottar en lavere lønn enn konsernsjefen i Schibsted. Det er rimelig å anta at opsjonsordningen til konsernsjefen i Schibsted kan være årsaken til dette.

Under presenterer vi en lignende tabell, men her viser vi fast lønn i stedet for den samlede lønnen. Det er interessant å se om det er den samme utviklingen i fast lønn, og om det største selskapet også utbetaler den høyeste andelen fast lønn.

Tabell 16: Rangering av selskapene etter markedsverdi (MV) og fast lønn i årene 2003-2009. Tall i 1000.

Rangering MV	Fast lønn	Gj.snitt fast lønn
1. Telenor	41635	5948
2. DNB	45400	6486
3. Orkla	35968	5138
4. Storebrand	32212	4602
5. Schibsted	28406	4058

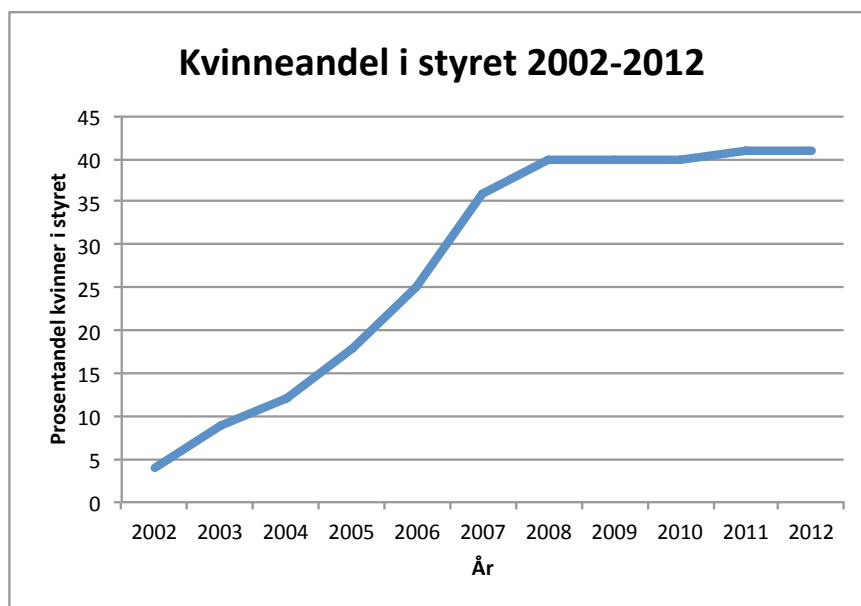
Av tabellen ser vi at fast lønn øker med størrelsen på selskapet. Unntaket er DNB som er et mindre selskap enn Telenor, men utbetaler likevel en høyere andel fast lønn til sin daglige leder. Årsaken til det kan være at DNB ikke har langtidsinsentivordninger eller opsjonstildelinger til sin konsernsjef.

### 5.1.2 Oppsummering lederlønnutvikling

Gjennomsnittlig godtgjørelse til konsernsjefene for alle årene vi studerer er 9,1 millioner kroner. I løpet av denne perioden svinger lønnen betraktelig. Samlet lønn er på sitt laveste nivå de første årene før den stiger kraftig og er størst i 2006 og 2007. Grunnlønnen synker, før den så øker de to siste årene. Pensjonen og naturalytelser holder seg mer eller mindre lik alle årene. Frem til 2007 synker andelen fast lønn hvert år før den øker i 2008. Dermed ser vi at andel variabel lønn går i motsatt retning og vokser frem til 2007 før den tar et steg tilbake de to siste årene. Opsjonene er hovedårsaken til endringene vi observerer i variabel lønn da verdien på bonusene og langtidsinsentivordningene holder seg stabile i perioden.

## 5.2 Kvinneandel

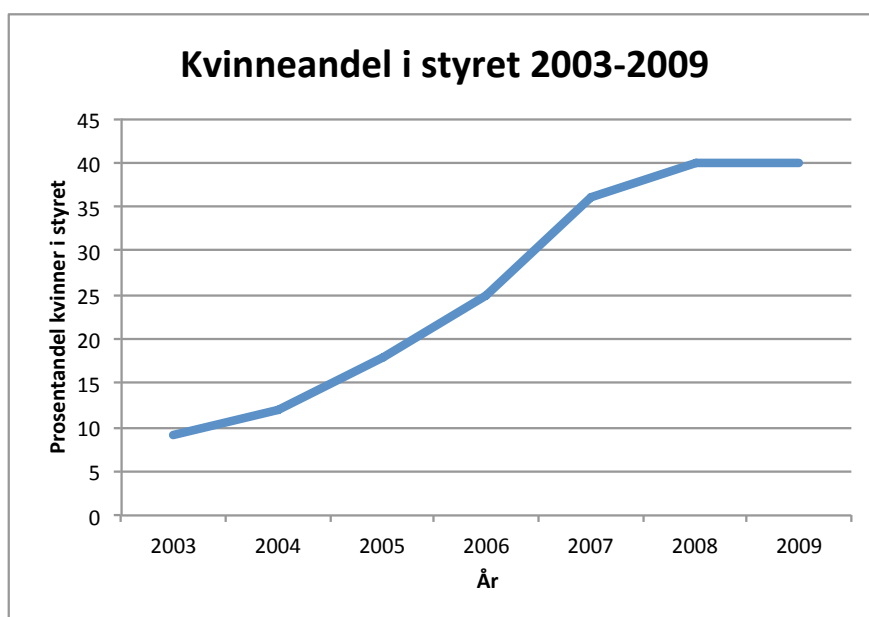
Vi vil nå presentere en oversikt over kvinneandelen i styret i norske ASA-er. Figur 10 viser utviklingen i andel kvinnelige styrerepresentanter fra 2002 til 2012.



Figur 10: Prosentandel kvinner i styret i ASA-er fra 2002-2012.

Kilde: Mari Teigen

Kvoteringsloven ble for første gang kunngjort i 2002 og som figuren viser var kvinneandelen i norske allmennaksjeselskaper dette året bare 4 %. Siden har det vært en betydelig økning i andel kvinner i styret. Da loven ble vedtatt i 2006 var andelen 25 %. Som vi ser av figuren var kvinneandelen 40 % i 2008 og har holdt seg stabil siden. Ettersom vi studerer årene 2003 til 2009 presenterer vi utviklingen av kvinneandelen i styret i disse årene i figuren under.



Figur 11: Prosentandel kvinner i styret i ASA-er fra 2003-2009.

Kilde: Mari Teigen



I 2003 var kvinneandelen i ASA-er på 6 %. Som det også fremgår av figur 10 har andelen kvinner i styret økt frem til 2008 og vi ser at nivået beholdes i 2009. Nærmere ser vi at kvinneandelen i styret øker vesentlig fra 2006 til 2008, som er tilpasningsperioden for kvoteringsloven. I 2008 oppstår et tydelig skille i utviklingen da veksten til kvinnelige styrerepresentanter avtar og holder seg stabil etter dette. Endringen i utviklingen henger sammen med at alle selskapene måtte ha en kvinneandel på 40 % dette året for å unngå represalier. Ut fra figuren ser det ut som innføringen av loven skjedde uten store problemer da målet om 40 % kvinneandel ble nådd i 2008. Figuren viser en antydning til at selskapene ikke ønsker å ha en kvinneandel utover minimumskravet da utviklingen i kvinnelige styrerepresentanter jevner seg ut etter 2008.

### 5.3 Test av hypoteser

I dette delkapittelet bruker vi Megginsons metode for å teste hypotesene våre. Vi vil forklare resultatene ved hjelp av tabeller og en nærmere diskusjon av resultatene presenteres i kapittel 6.

Hypotese 1 påstår at samlet lederlønn øker etter kvoteringsloven med tanke på den tidligere forskningen som viser at selskapets størrelse vokser etter loven, og at kvinnelige styremedlemmer har flere styreverv. Tilhørende nullhypotese ( $H_0$ ) sier at lederlønningene ikke forandrer seg etter loven om kvinnerepresentasjon. Hypotese 2 tar for seg antagelsen om at kvinner er uavhengige styremedlemmer og tøffere overvåkere. På bakgrunn av dette går hypotesen ut på at andel variabel lønn vil øke etter kvoteringsloven. Nullhypotesen er at andel variabel lønn ikke endrer seg etter loven. Videre tar hypotese 3 for seg opsjonsavlønning og hevder at flere kvinner i styret påvirker innslaget av aksjeopsjoner til konsernsjef.  $H_0$  er da at større kvinneandel i styret ikke fører til endring i opsjonsavlønning.

I første omgang er vi interessert i å finne ut om vi kan bekrefte eller avkrefte hypotese 1. Som nevnt i metodekapittelet har vi regnet ut t-verdien og frihetsgradene for å undersøke om vi kan finne signifikante forskjeller i lederlønnsnivået, og tabell 17 viser endringen i samlet lønn.

## Hypotese 1

Tabell 17: Samlet lønn 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003-2005	6139	1559	4341	6055	8370	15
2007-2009	11201	5512	6096	9286	19143	15
T-verdi	-3,423 ***		-1,186	-2,185 **	-7,284 ***	

\*, \*\* og \*\*\* vil si at resultatet henholdsvis er signifikant på 10 %, 5 % og 1 %'s sannsynlighetsnivå.

For å teste hypotese 1 har vi beregnet den samlede lønnen til selskapene vi studerer. Som tabellen over viser har den gjennomsnittlige samlede lønnen nesten doblet seg fra den første perioden vi studerer til den siste perioden. Nærmere viser tabellen over at den samlede lønnen har økt fra 6 139 000 kroner i perioden 2003-2005 til 11 201 000 kroner i 2007-2009. Vi har 15 observasjoner i begge periodene vi studerer. Alle kolonnene er gjennomsnittet i årene 2003-2005 og 2007-2009.

Endringen i den gjennomsnittlige samlede lederlønnen er statistisk signifikant på 1 %'s nivå fra 2003-2005 (gjennomsnitt: 6139, standardavvik: 1559) til 2007-2009 (gjennomsnitt: 11201, standardavvik: 5512),  $t = -3,423$ . Her har vi beregnet at antall frihetsgrader er lik 16,2. Endringen i medianen er akkurat signifikant med 5 % sannsynlighetsnivå. Det betyr at vi kan forkaste nullhypotesen vår. Den samlede lederlønnen har økt etter kvoteringsloven.

## Hypotese 2

Tabell 18: Variabel lønn 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003-2005	1790	1544	133	1178	3950	15
2007-2009	5229	5311	314	3778	12809	15
T-verdi	-2,408 **		-0,127	-1,821 *	-6,204 ***	

\*, \*\* og \*\*\* vil si at resultatet henholdsvis er signifikant på 10 %, 5 % og 1 %'s sannsynlighetsnivå.

Tabell 18 viser at den gjennomsnittlige variable lønnen i perioden 2003-2005 var 1 790 000 kroner, mens den i perioden 2007-2009 økte til hele 5 229 000 kroner. Den variable lønnen har nesten tredoblet seg. Med 16,4 frihetsgrader ser vi at endringen i gjennomsnittlig variabel lønn er signifikant på 5 %'s sannsynlighetsnivå fra 2003-2005 (gjennomsnitt: 1790, standardavvik: 1544) til 2007-2009 (gjennomsnitt: 5229, standardavvik: 5311),  $t = -2,408$ . Det er altså en signifikant økning i gjennomsnittlig variabel lederlønn fra tre år før 2006 til tre år etter 2006. Endringen i medianen er ikke statistisk signifikant på 5 %'s

sannsynlighetsnivå, men dersom vi benytter oss av et 10 %'s nivå er endringen signifikant. Ser vi kun på gjennomsnittlig variabel lønn indikerer resultatene at den variable lønnen til konsernsjef øker etter kvoteringsloven. I lys av dette kan vi bekrefte hypotese 2.

Fast lønn har også utviklet seg i perioden vi studerer og vi ønsker å se hvordan denne andelen har endret seg. Vi bruker derfor Megginsons metode for å undersøke denne endringen, og beregner t-verdier. Det kan være interessant å sammenligne endringen i variabel lønn med endringen i fast lønn. Som det fremgår av tabell 19 ser vi at fast lønn også har økt og økningen er signifikant. Likevel er økningen betydelig mindre enn økningen i variabel lønn. Den gjennomsnittlige faste lønnen har endret seg med 1,6 millioner kroner og dette er en økning på 37 %. Ser vi på den gjennomsnittlige variable lønnen har denne økt med hele 3,4 millioner kroner. Disse tallene styrker vår bekreftelse av hypotese 2 når vi ser at endringen i den variable lønnen er så mye større enn endringen i den faste lønnen.

Tabell 19: Fast lønn 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003-2005	4348	652	3609	4244	5338	15
2007-2009	5972	1256	4489	5939	7713	15
T-verdi	-4,444 ***		2,409 **	-4,638 ***	6,498 ***	

\*, \*\* og \*\*\* vil si at resultatet henholdsvis er signifikant på 10 %, 5 % og 1 %'s sannsynlighetsnivå.

### Hypotese 3

Tabell 20: Opsjoner 2003-2005 og 2007-2009. Tall i 1000.

År	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Median	Maksimum	Selskaper
2003-2005	1105	1478	0	431	3283	15
2007-2009	3776	5012	0	1662	11495	15
T-verdi	-1,980 *		0,000	-0,912	-6,087 ***	

\*, \*\* og \*\*\* vil si at resultatet henholdsvis er signifikant på 10 %, 5 % og 1 %'s sannsynlighetsnivå.

Etter å ha studert den samlede lederlønnen og andelen fast og variabel lønn er det interessant å undersøke opsjonsavlønningen til konsernsjefene. Dermed tester vi hypotese 3 ved å studere andelen av lønnen som er opsjoner. Tabell 20 viser at den gjennomsnittlige opsjonslønnen har steget fra 2003-2005 til 2007-2009. Imidlertid er ikke denne endringen statistisk signifikant på 5 %'s nivå. Dersom vi benytter oss av et 10 %'s sannsynlighetsnivå er økningen i gjennomsnittlig opsjonslønn signifikant fra 2003-2005 (gjennomsnitt: 1105, standardavvik: 1478) til 2007-2009 (gjennomsnitt: 3776, standardavvik: 5012),  $t = -1,980$ .

Forskjellen er ikke signifikant for medianen av opsjonene. Mangelen på signifikant endring kan forklares med at det kun er tre av selskapene som har innslag av opsjoner som kompensasjon til sine ledere, og vi har dermed få observasjoner. Med bakgrunn i disse resultatene kan vi bekrefte hypotese 3 på et svakt sannsynlighetsnivå, som hevder at andel opsjonsavlønning endrer seg etter kvoteringsloven.

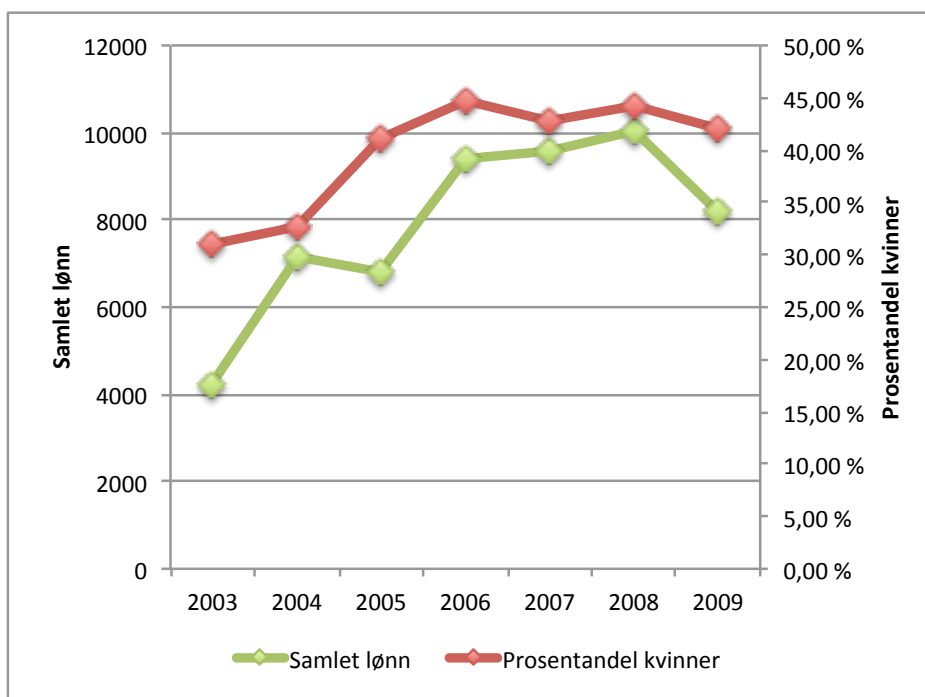
Disse resultatene viser at vi kan bekrefte hypotese 1 og hypotese 2. Den tredje hypotesen bekreftes med et svakt sannsynlighetsnivå. I neste kapittel vil vi diskutere funnene vi har gjort, og til slutt komme med en konklusjon. Før dette vil vi foreta en robustsjekk av våre resultater.

#### **5.4 Robustsjekk**

For å undersøke nærmere om lederlønningene har økt samtidig som kvinneandelen har økt foretar vi en såkalt robustsjekk. Denne kontrollen foretar vi for å finne ut om kvinneandelen i utvalget vi studerer stemmer overens med resten av populasjonen, det vil si resten av alle ASA-er. Som vi har sett har kvinneandelen i norske allmennaksjeselskaper økt betydelig fra 2003 til 2009. For oss er det viktig å undersøke om dette også er tilfellet i selskapene vi studerer. Dette er av betydning for å kunne trekke slutninger om hvorvidt endringen i lederlønnen kan ses i sammenheng med endringen i kvinneandel i selskapsstyrene. Dersom kvinneandelen i selskapene vi studerer for eksempel hadde vært 40 % lenge før loven trådte i kraft ville det vært mer problematisk å forklare endringen i lederlønningene med kvoteringsloven og en økt andel kvinner i styret. For å teste sammenhengen mellom lederlønn og kvinneandel vil vi også foreta en enkel regresjonsanalyse.

Vi regner ut den gjennomsnittlige andelen av kvinnelige styrerepresentanter i selskapene vi studerer for hvert år. Videre lager vi en enkel figur som tar for seg den gjennomsnittlige kvinneandelen i selskapene og medianen av lederlønningene. I figuren representerer den røde linjen utviklingen i prosentandelen kvinner i styret. Den grønne linjen viser endringen i lederlønnen i de fem selskapene vi studerer. Som vi ser er den gjennomsnittlige kvinneandelen i selskapene nesten 31 % allerede i 2003. Det er Telenor og Schibsted som trekker dette gjennomsnittet opp da begge disse selskapene hadde en kvinneandel nærmere 40 % i 2003. De tre resterende selskapene har en lavere kvinneandel dette året og disse selskapene ligner mer den trenden vi har sett blant resten av de norske ASA-ene. Av figuren

under ser vi utviklingen i den samlede lønnen og kvinneandelen i selskapene vi studerer fra 2003-2009.



Figur 12: Samlet lønn og kvinneandel i styret i utvalget, 2003-2009. Fem selskaper. Tall i 1000.

Figur 12 viser at kvinneandelen og medianen av den samlede lederlønnen beveger seg i stor grad i samme retning. Fra 2003 til 2006 er det en økning i både lønnen og kvinneandelen. Den største økningen i lederlønnen ser vi fra 2005 til 2006 og her er kvinneandelen også kommet seg opp på 40 %. Videre i utviklingen er endringene i kvinneandelen små og holder seg jevnt rundt 40 %. Etter de to tilpasningsårene til loven ser vi at lønnen synker, og det oppstår et skille i den samlede lederlønnen i 2008.

### 5.4.1 Regresjonsmodell

Vi kontrollerer resultatene ved å gjennomføre en enkel regresjonsanalyse. Ligningen for enkel lineær regresjon med to variabler er (Allen et al., 2005:162-3):

$$y = a + bx + e$$

$y$  er avhengig variabel,  $a$  og  $b$  er konstanter,  $x$  er uavhengig variabel og  $e$  er feilledd.

I vårt tilfelle blir ligningen:

$$\text{Samlet lønn} = a + b \times \text{Kvinneandel} + e$$

I analysen har vi benyttet samlet lønn for alle selskapene i årene 2003-2009, og vi har dermed 35 observasjoner. Samlet er modellens avhengige variabel. Den uavhengige variabelen er kvinneandel, og her har vi tatt i bruk gjennomsnittlig kvinneandel i hvert år for alle selskapene vi studerer.

Tabell 21: Regresjonstabell samlet lederlønn og kvinneandel.

	Samlet lønn
Kvinneandel	49193,3550 ***
Konstant	-10405,207
Observasjoner	35
R-kvadrat	0,2118

\* , \*\* og \*\*\* vil si at resultatet henholdsvis er signifikant på 10 %, 5 % og 1 %'s sannsynlighetsnivå.

Resultatet viser at det er en positiv, moderat korrelasjon mellom samlet lønn og kvinneandel. Videre ser vi at den multiple korrelasjonskoeffisienten,  $R^2$ , er 21,18 %. Det betyr at rundt 21 % av variasjonen i samlet lønn kan forklares med kvinneandelen. Tabellen viser at sammenhengen mellom samlet lederlønn og kvinneandel er signifikant, og kvinneandel kan sies å ha en effekt på lederlønninger. Det vil sannsynligvis være andre variabler som også kan forklare endringen i lederlønninger. Likevel ser vi av denne robustsjekken at kvinneandelen har en signifikant påvirkning på lederlønningene.

## 6. Diskusjon og konklusjon

Formålet med denne studien er å undersøke om kvoteringsloven har ført til endringer i lederlønninger. Innledningsvis gjorde vi rede for hvorfor dette er et interessant tema å forske på, før vi senere presenterte relevant teori og utviklet tilhørende hypoteser. Gjennom hypotesene svarer vi på vår problemstilling. En sentral del av oppgaven er også opsjonsberegninger, og vi viser hvor komplekst og omfattende det kan være å regne ut verdien av opsjoner for udiversifiserte og risikoaverse ledere. Videre har vi presentert dataene vi har benyttet og hvordan vi har samlet inn disse, før vi har lagt frem oppgavens metode. Til slutt har vi vist resultatene av hypotesene. Vi vil nå oppsummere hovedfunnene, diskutere resultatene vi har funnet og presentere vår konklusjon.

### 6.1 Diskusjon

I den første hypotesen vår er vi interessert i å finne ut om den totale lederlønnen har økt i løpet av perioden vi undersøker. I årene vi studerer har vi sett at topplederlønnen har økt betydelig frem til 2007 før utviklingen avtar. Ved hjelp av Megginsons metode har vi funnet at samlet lønn nesten har doblet seg etter at kvoteringsloven ble innført i 2006. Endringen er statistisk signifikant.

Randøy og Skalpe (2010) viser at lederlønninger har økt betraktelig fra 2004 til 2008, før de falt i 2009. Dersom vi benytter samlet medianlønn viser våre resultater en lignende utvikling (se figur 5). I tråd med Randøy og Skalpe (2010) finner også vi at andelen fast lønn til toppledere har økt. Våre resultater viser at det er en signifikant økning i den faste lederlønnen fra 2003-2005 til 2007-2009.

Ut fra resultatene våre har vi sett at den gjennomsnittlige årlige pensjonen i perioden vi har tatt for oss er 1,3 millioner kroner. Pensjonsutbetalingen har ikke blitt påvirket av myndighetenes ønske om å begrense pensjonene da dette tiltaket ble vedtatt etter perioden vi studerer. Det kan tenkes at bildet er i ferd med å endre seg etter statens reguleringer, og at vi i fremtiden vil se et annet nivå på pensjonsutbetalingene.

Det kan være mulig å forklare økningen i den samlede lederlønnen med tidligere funn som er gjort knyttet til kvoteringsloven. Ahern og Dittmar (2012) finner at selskapsstørrelsen øker etter kvoteringsloven. Som vi har sett er selskapets størrelse en faktor som påvirker

topplederlønnen. Siden lederlønninger viser seg å stige med selskapets størrelse kan dette være en tenkelig forklaring på de funnene vi har gjort. Studier har også vist at kvoteringsloven har ført til flere travle styremedlemmer. Travle styremedlemmer kan involvere seg mindre i styret og føre til svakere eierstyring, som igjen kan gjøre at topplederen får en sterkere forhandlingsposisjon i lønnsfastsettelsen. Videre kan økt kjønns mangfold i styret føre til at styret blir mer komplekst og at styremedlemmene dermed mister sin forhandlingsmakt i forhold til daglig leder. På den måten kan daglig leder få mulighet til å forhandle seg til høyere lønn. Disse tidligere funnene kan være med på å forklare vårt resultat om at den samlede lederlønnen til konsernsjefene har vokst etter 2006.

Den andre hypotesen vår tar for seg endring i andel variabel lønn. Alle selskapene vi studerer har en bonusordning i form av oppnåelse av resultatmål, langtidsinsentiver eller aksjeopsjoner. Bonusordninger basert på ulike resultatmål er mest utbredt, mens langtidsinsentiver er lite representert i våre data. Opsjonsordninger er også en sentral del av den variable lønnen, og vi vil ta for oss dette nærmere i diskusjonen av hypotese 3.

Resultatene våre viser at den variable lønnen har økt etter 2006 og endringen er statistisk signifikant. Dette er et interessant resultat da vi kan tenke oss at kvoteringsloven har hatt en innflytelse på det variable elementet på lederlønningene.

Vi mener det kan være mulig å forklare endringen med funnene til Staubo og Bøhren (2013) om at kvinner er mer uavhengige styremedlemmer enn menn. Som nevnt i teorikapittelet kan uavhengigheten til styremedlemmene påvirke lederlønns sammensetningen, og daglig leders lønn har vist seg å øke med antall uavhengige styremedlemmer. Samtidig er kvinner tøffere overvåkere (Adams og Ferreira, 2009). En daglig leder som blir overvåket kan tenkes å holde tilbake informasjon, og dersom konsernsjefen ikke ønsker å dele informasjon kan det oppstå asymmetrisk informasjon mellom lederen og styret. Dette kan gjøre det vanskelig for styret å følge med på lederens innsats. I tråd med agentteorien kan styret da utforme insentivkontrakter der lederens kompensasjon avhenger av ulike resultatmål. Våre funn kan ikke sies å bekrefte at det er dette som har skjedd som følge av flere kvinner i styret, men den tidligere forskningen kan bidra til å belyse årsakene til endringene vi har funnet i den variable topplederlønnen.



En vesentlig del av den variable lønnen består av opsjoner, og i denne oppgaven har vi et ønske om å finne ut hvordan kvinneandelen påvirker dette kompensasjonselementet. Derfor har vi i den tredje hypotesen vår forsøkt å finne ut om tildeling av opsjoner til konsernsjefer har endret seg etter loven. Med tanke på at det er mulig å finne kjønnsforskjeller i selskapsledelse hadde vi en antagelse om at andelen kvinner i styret påvirker opsjonstildelingen til daglig leder. Sett i lys av den tidligere litteraturen har vi vært usikre på hvilken retning kvinneandelen påvirker opsjonsavlønningen. På den ene siden kan det tenkes at opsjonselementet i godtgjørelsen går opp, men det finnes også argumenter for at utviklingen går i motsatt retning.

Etter å ha satt oss inn i den tidligere forskningen tilegnet vi oss kunnskap om at kvinner blant annet kan være mer rettferdige og at de kan ta mer hensyn til sine ansatte. I tillegg viser tidligere studier at kvinner kan ha lavere preferanse for konkurranse. Et styre bestående av medlemmer med disse kjennetegnene kan trekke i retning av at de foretrekker lavere innslag av opsjoner. Videre har det vist seg at kvinner i styret er mindre opptatt av sikkerhet og faktisk er mer risikosøkende enn menn (Adams og Funk, 2011). Et risikosøkende styre kan preferere et høyere innslag av opsjoner da dette er et mer risikabelt lønnsselement enn andre deler av godtgjørelsen til daglig leder. Det er interessant å se at resultatene våre viser at andelen opsjoner har økt i perioden fra 2003-2005 til 2007-2009. Resultatene er svakt signifikante og vi har for få observasjoner til å kunne si med sikkerhet at opsjonsavlønningen faktisk har vokst i perioden vi undersøker. Funnene bekrefter usikkerheten i prediksjonen da det finnes en rekke argumenter for at resultatet kunne vært motsatt.

Det kan være vanskelig å studere kvoteringslovens effekt på opsjoner da det har skjedd endringer og reguleringer angående opsjoner i perioden vi studerer. Blant annet har staten bremset utviklingen av opsjoner som kompensasjonselement. Det kan være rimelig å anta at resultatene våre har blitt påvirket av statens retningslinjer for lederlønn. Staten vedtok i 2006 at de stemmer nei til opsjoner i selskaper der de er representert i styret. Dette kan ha påvirket våre resultater da ett av de to statseide selskapene i våre data hadde opsjonsordninger før kvoteringsloven. Det ble for eksempel ikke tildelt noen flere opsjoner etter 2006 i Telenor, og denne innstillingen av opsjonstildeling skyldes disse retningslinjene og behøver ikke nødvendigvis ha noe med kvoteringsloven å gjøre. Vi har sett at Telenor har hatt opsjonsutbetalinger etter at opsjonsreguleringen trådte i kraft, men disse utbetalingene er

knyttet til tidligere tildelte opsjoner. I de senere årene har det vist seg at det er få selskaper som har opsjoner som en del av godtgjørelsen til daglig leder (Randøy og Strøm, 2014).

NUES sine anbefalinger om lederlønninger kan ha gjort selskaper mer bevisste på bruken av opsjonsordninger. Samtidig har vi sett at sammenhengen mellom belønning og resultat kan være noe tvilsom. Disse faktorene kan ha påvirket selskaper til å bremse eller avvikle bruken av opsjoner som en del av godtgjørelsen til konsernsjefer. Dette kan også tenkes å være en årsak til at enkelte selskaper ikke har opsjonsordninger til sine ledere, som for eksempel DNB og Storebrand.

## **6.2 Konklusjon**

Som en sluttkonklusjon kan funnene våre indikere at toppleders lønn har økt etter innføringen av kvoteringsloven, og vi har forsøkt å forklare det i lys av den tidligere forskningen.

Robustsjekken vår viser at det er en sammenheng mellom lederlønn og kvinneandel i styret.

Likevel er det ikke nødvendigvis slik at endringen i lederlønningene skyldes kjennetegnene til kvinnelige styremedlemmer. Det kan være andre faktorer som har påvirket

lederlønningene. For det første oppstod finanskrisen i perioden vi studerer. En mulig

forklaring på hvorfor lederlønningene har vokst er at Norge var et av de landene som ble minst berørt av finanskrisen (Randøy og Skalpe, 2010). Finanskrisen påvirket økonomien og selskapene mest i 2008, og det kan tenkes at vi ikke ser virkningene på topplederlønningene før senere år. Grunnen til det kan være at lederlønninger ofte opparbeides på bakgrunn av oppnådde resultater og forhandlinger gjort året før.

Videre kan det tenkes at lederlønnreguleringene fra 2006 har påvirket lønningene i selskapene vi studerer. Slike reguleringer for statseide selskaper kan ha en smitteeffekt på selskaper som ikke er statseid. Reguleringene har som formål å bremse veksten i lederlønningene, men det kan tenkes at effekten av slike tiltak ikke vises før det har gått noen år. Det kan være en mulig forklaring på hvorfor resultatene våre viser at den samlede lederlønnen har gått ned i 2009. Resultatene våre kan i tillegg bli påvirket av andre endringer i allmennaksjeloven. Loven fra 2007 om styrets rapportering om lederlønnserklæringen til generalforsamlingen kan også tenkes å ha innflytelse på lederlønningene.

Ifølge Ahern og Dittmar (2012) og Adams og Ferreira (2009) har ikke økt kjønnsmangfold i styret ført til noen endring i lederlønnen. Randøy og Skalpe (2007) kommer frem til lignende resultater som tyder på at kvinner i styret ikke har noen betydning for lederlønnen i norske børsnoterte selskaper. Vi kan ikke med sikkerhet si at kvoteringsloven er årsaken til våre funn, men det er interessant å se at våre resultater viser en betydelig økning i lederlønnsnivået.

### **6.3 Svakheter ved dette studiet og videre forskning**

På grunn av tidsbegrensninger har vi ikke inkludert så mange selskaper som vi har ønsket i denne studien. Det har vist seg at det tar svært lang tid å innhente informasjon fra årsrapporter og beregne opsjonsverdier. Dersom vi hadde hatt lenger tid på å arbeide med denne oppgaven hadde det naturligvis vært fordelaktig å inkludere flere selskaper. Ettersom utvalget vårt består av få selskaper kan vi ikke generalisere resultatene til å gjelde alle norske allmennaksjeselskaper. Videre hadde det vært gunstig for resultatene å studere flere år etter innføringen av loven, da det ofte tar tid før virkninger av en lov viser seg. Samtidig har kvoteringsloven blitt omtalt på flere ulike datoer noe som kan gjøre det vanskelig å vurdere effekten av den. Loven ble allerede omtalt i 2002 og regjeringen la frem en stortingsmelding om kjønnsmangfold i styrerommet i 2003. Selskapene har dermed vært forberedt på loven før 2006. Videre oppstod det også flere endringer i perioden kvoteringsloven ble iverksatt, som for eksempel lederlønsreguleringer knyttet til opsjoner, loven om generalforsamlingens behandling av retningslinjer om lederlønn og finanskrisen. Vi kan ikke se bort i fra at dette også har innvirkning på lederlønnsnivå og lederlønnssammensetning.

Det har vært krevende å tyde informasjonen i årsrapportene knyttet til opsjoner. Vi kan ikke med sikkerhet si at vi har oppfattet informasjonen som vi har benyttet i opsjonsberegningene riktig. Likevel har vi forsøkt å gjøre rede for antagelsene vi har tatt underveis på en oversiktlig måte. Etter vår erfaring mener vi det burde være større åpenhet om lederlønninger, især variabel lønn.

Det hadde vært interessant å utvide studiet med flere selskaper og flere år. Med større utvalg og flere observasjoner kunne vi ha brukt ”difference-in-difference” (Lee, 2005) for å teste endring i lederlønninger etter kvoteringsloven. Det hadde også vært hensiktsmessig å inkludere kontrollvariabler i undersøkelsen for nærmere å kunne si om resultatene våre

skyldes kvoteringsloven. For eksempel kunne vi ha brukt aksjeselskaper (AS) som en kontrollgruppe da disse selskapene ikke faller under loven. Vi kunne også ha benyttet utenlandske selskaper på Oslo Børs som en kontrollvariabel da heller ikke disse selskapene er påvirket av loven.

Kvinner i selskapsledelse ser ut til å være et aktuelt tema også for fremtiden. En utvidet studie kunne ha gjort det mulig å se et tydeligere bilde på hvilke konsekvenser en lov om kjønnsbalanse har for lederlønninger.

## 7. Litteraturliste

- Adams, Renée B. and Daniel Ferreira. 2007. "A Theory of Friendly Boards." *Journal of Finance* 62: 217-250.
- Adams, Renée B. and Daniel Ferreira. 2009. "Women in the boardroom and their impact on governance and performance." *Journal of Financial Economics* 94(2): 291-309.
- Adams, Renée B. and Patricia Funk. 2012. "Beyond the Glass Ceiling: Does Gender Matter?" *Management Science* 58(2): 219-235.
- Ahern, Kenneth and Amy Dittmar. 2012. "The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation." *Quarterly Journal of Economics* 127: 137-197.
- Allen, W. Bruce, Neil Doherty, Keith Weigelt and Edwin Mansfield. 2005. *Managerial Economics*. 6. utgave. New York: W. W. Norton.
- Andreoni, James and Lise Vesterlund. 2001. "Which is the Fair Sex? Gender Differences in Altruism." *Quarterly Journal of Economics* 116(1): 293-312.
- Barber, Brad M. and Terrence Odean. 2001. "Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment." *The Quarterly Journal of Economics* 116(1): 261-292.
- Bass, Bernard M. and Bruce J. Avolio. 1994. "Shatter the Glass Ceiling: Woman May Make Better Managers." *Human Resource Management* 33(4): 549-560.
- Bebchuk, Lucian and Jesse Fried. 2005. "Pay Without Performance: Overview of the Issues." *Journal of Applied Corporate Finance* 17(4): 8-23.
- Berk, Jonathan and Peter DeMarzo. 2014. *Corporate Finance*. 3. utgave. Harlow, England: Pearson.
- Bertrand, Marianne. 2011. "New Perspectives on Gender" In *Handbook of Labour Economics*, eds. David Card and Orley Ashenfelter. Amsterdam: North-Holland.
- Bertrand, Marianne and Antoinette Schoar. 2003. "Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies". *Quarterly Journal of Economics* 118(4): 1169-1208.
- Bragelien, Iver. 2005. "10 bonustabber – Hvordan lære av teori og praksis?" *Praktisk økonomi & finans* 2: 25-35.
- Bråthen, Tore. 2007. "Fastsettelse av lederlønninger, bonuser og syntetiske opsjoner i allmennaksjeselskaper." *Magma – Econas tidsskrift for økonomi og ledelse* 10(4): 10-17.

- Byrnes, James P., David C. Miller and William D. Schafer. 1999. "Gender Differences in Risk Taking: A Meta Analysis." *Psychological Bulletin* 125(3): 367-383.
- Bøhren, Øyvind and R. Øystein Strøm. 2010. "Governance and Politics: Regulating Independence and Diversity in the Board Room." *Journal of Business Finance & Accounting* 37(9) & (10): 1281-1308.
- Catalyst. 1995. "Female Board Directors of the *Fortune* 500." <http://catalyst.org/system/files/1995%20catalyst%20census-female%20board%20directors%20of%20the%20fortune%20500.pdf> (02.03.2015)
- Catalyst. 2015a. "2014 Catalyst Census: Women Board Directors." <http://www.catalyst.org/knowledge/2014-catalyst-census-women-board-directors> (24.04.15)
- Catalyst. 2015b. "Pyramid: Women in S&P 500 Companies." <http://catalyst.org/knowledge/women-sp-500-companies> (02.03.2015)
- Coles, Jeffery L., Naveen D. Daniel and Lalitha Naveen. 2006. "Managerial incentives and risk-taking." *Journal of Financial Economics* 79: 431-468.
- Core, John E., Robert W. Holthausen and David F. Larcker. 1999. "Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance." *Journal of Financial Economics* 51: 371-406.
- Croson, Rachel and Uri Gneezy. 2009. "Gender Differences in Preferences." *Journal of Economic Literature* 47(2): 1-27.
- Dale-Olsen, Harald, Pål Schøne and Mette Verner. 2013. "Diversity Among Norwegian Boards of Directors: Does a Quota for Women Improve Firm Performance?" *Feminist Economics* 19(4): 110-135.
- Dollar, David, Raymond Fisman and Roberta Gatti. 2001. "Are women really the 'fairer' sex? Corruption and women in government." *Journal of Economic Behaviour & Organization* 46(4): 432-429.
- Eagly, Alice H., Mary C. Johannesen-Schmidt and Marloes L. van Engen. 2003. "Transformational, Transactional, and Laissez-Faire Leadership Styles: A Meta-Analysis Comparing Women and Men." *Psychological Bulletin* 129(4): 569-591.
- Eckel, Cathrine C. and Philip J. Grossmann. 2008. "Men, Women and Risk Aversion: Experimental Evidence." In *Handbook of Experimental Results*, eds. Charles R. Plott and Vernon L. Smith. Amsterdam: North-Holland.
- Fama, Eugene F. 1980. "Agency Problems and the Theory of the Firm." *The Journal of Political Economy* 88(2): 288-307.

- Fama, Eugene F. and Michael C. Jensen. 1983. "Separation of Ownership and Control." *Journal of Law and Economics* 26(2): 301-325.
- Faulkender, Michael, Dalida Kadyrzhanova, N. Prabhala and Lemma Senbet. 2010. "Executive Compensation: An Overview of Research on Corporate Practices and Proposed Reforms." *Journal of Applied Corporate Finance* 22(1): 107-118.
- Fernandes, Nuno, Miguel A. Ferreira, Pedro Matos and Kevin J. Murphy. 2013. "Are U.S. CEOs Paid More? New International Evidence." *The Review of Financial Studies* 26(2): 323-367.
- Ferris, Stephen P., Murali Jagannathan and A.C. Pritchard. 2003. "Too Busy to Mind the Business? Monitoring by Directors with Multiple Board Appointments." *The Journal of Finance* 58(3): 1087-1111.
- Fich, Eliezer M. and Anil Shivdasani. 2006. "Are Busy Boards Effective Monitors?" *The Journal of Finance* 61(2): 689-724.
- Frydman, Carola and Raven E. Saks. 2010. "Executive Compensation: A New View from a Long-Term Perspective, 1936-2005." *The Review of Financial Studies* 23(5): 2099-2138.
- Gabaix, Xavier and Augustin Landier. 2008. "Why has CEO pay increased so much?" *Quarterly Journal of Economics* 123(1): 49-100.
- Gneezy, Uri, Muriel Niederle and Aldo Rustichini. 2003. "Performance in Competitive Environments: Gender Differences." *Quarterly Journal of Economics* 118(3): 1049-1074.
- Goergen, Marc. 2012. *International Corporate Governance*. Harlow, England: Pearson.
- Hall, Brian J. and Kevin J. Murphy. 2002. "Stock options for undiversified executives." *Journal of Accounting and Economics* 33: 3-42.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach. 1998. "Endogenously Chosen Boards of Directors and Their Monitoring of the CEO." *The American Economic Review* 88(1): 96-118.
- Hermalin, Benjamin E. and Michael S. Weisbach. 2003. "Boards of Directors as an Endogenously Determined Institution: A Survey of the Economic Literature." *Economic Policy Review* 9(1): 7-26.
- Heron, Randall A., Erik Lie and Tod Perry. 2007. "On the Use (and Abuse) of Stock Option Grants." *Financial Analysts Journal* 63(3): 17-27.

- Holmström, Bengt and Paul Milgrom. 1991. "Multitask Principal-Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design." *Journal of Law, Economics, & Organization* 7:24-52.
- Hull, John C. 2012. *Risk Management and Financial Institutions*. 3. utgave. Hoboken, New Jersey: Wiley.
- Innst.140 S. (2014-2015). *Innstilling fra næringskomiteen om et mangfoldig og verdiskapende eierskap*. Næringskomiteen.
- Jensen, Michael C. and William H. Meckling. 1976. "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure." *Journal of Financial Economics* 3(4): 305-360.
- Johannessen, Asbjørn, Line Christoffersen og Per Arne Tufte. 2011. *Forskningsmetode for økonomisk-administrative fag*. 3.utgave. Oslo: Abstrakt forlag.
- Kaplan, Steven N. 2013. "CEO Pay and Corporate Governance in the U.S.: Perceptions, Facts, and Challenges." *Journal of Applied Corporate Finance* 25(2): 7-25.
- Lee, Myoung-Jae. 2005. *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Lov av 01. Januar 1999 nr. 14 *Lov om allmennaksjeselskaper* (allmennaksjeloven).
- Lucas, Deborah J. 1994. "Asset pricing with undiversifiable income risk and short sales constraints. Deepening the equity premium puzzle." *Journal of Monetary Economics* 34: 325-341.
- Matsa, David A. and Amalia R. Miller. 2013. "A Female Style in Corporate Leadership? Evidence from Quotas." *American Economic Journal: Applied Economics* 5(3): 136-169.
- Meggison, William L., Robert C. Nash and Matthias Van Randenborgh. 1994. "The Financial and Operating Performance of Newly Privatized Firms: An International Empirical Analysis." *The Journal of Finance* 49(2): 403-452.
- Murphy, Kevin J. 2012. "Executive Compensation: Where We Are, and How We Got There." In *Handbook of the Economics of Finance*, eds. George M. Constantinides, Milton Harris and René M. Stulz. Amsterdam: North-Holland.
- Niederle, Muriel and Lise Vesterlund. 2007. "Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete Too Much?" *Quarterly Journal of Economics* 122(3): 1067-1101.
- Nilssen, Tore. 2007. "Opsjoner til bedriftsledere – har vi noe valg?" *Søkelys på arbeidslivet* 24(3): 303-314.
- Norges Bank. 2015. "Statsobligasjoner årsgjennomsnitt."



<http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk/Statsobligasjoner-Rente-Arsgjennomsnitt-av-daglige-noteringer/>

(11.02.2015)

NUES. 2014. *Norsk anbefaling eierstyring og selskapsledelse*. Norsk utvalg for eierstyring og selskapsledelse.

Nygaard, Knut. 2011. "Forced board changes: Evidence from Norway." Discussion Paper Sam 5/2011. Bergen: Norwegian School of Economics and Business Administration.

Nærings- og fiskeridepartementet. 2015. *Retningslinjer for lønn og annen godtgjørelse til ledende ansatte i foretak og selskaper med statlig eierandel*.

Orkla ASA. Ukjent dato. *Om Orkla*.

<http://www.orkla.no/Om-Orkla>

(23.02.2015).

Orkla ASA. 2003. *Pressemelding*.

[http://www.orkla.no/Investor/GA-General-Archive/Presse-og-](http://www.orkla.no/Investor/GA-General-Archive/Presse-og-boersmeldinger/Boersmeldinger/Opsjoner-erstatte-kontantbonus-i-Orkla)

[boersmeldinger/Boersmeldinger/Opsjoner-erstatte-kontantbonus-i-Orkla](http://www.orkla.no/Investor/GA-General-Archive/Presse-og-boersmeldinger/Boersmeldinger/Opsjoner-erstatte-kontantbonus-i-Orkla)

(29.01.2015)

Oyer, Paul. 2004. "Why Do Firms Use Incentives That Have No Incentive Effects?" *The Journal of Finance* 59(4): 1619-1650.

Pepper, Alexander and Julie Gore. 2014. "The economic psychology of incentives: an international study of top management." *Journal of World Business* 49(3): 350-361.

Peters, Florian S. and Alexander F. Wagner. 2014. "The Executive Turnover Risk Premium." *The Journal of Finance* 69(4): 1529-1563.

PwC. 2008. "Business Valuation Inside 01/2008"

[http://www.pwc.no/no\\_NO/no/publikasjoner/business-valuation-inside-01-2008.pdf](http://www.pwc.no/no_NO/no/publikasjoner/business-valuation-inside-01-2008.pdf)

(17.02.2015)

Randøy, Trond and Jim Nielsen. 2002. "Company Performance, Corporate Governance, and CEO Compensation in Norway and Sweden." *Journal of Management and Governance* 6: 57-81.

Randøy, Trond og Ole Skalpe. 2007. "Lederlønnsutviklingen i Norge 1996-2005." FoU-rapport 2. Kristiansand: Agderforskning.

Randøy, Trond og Ole Skalpe. 2010. "Effekten av lederlønnreguleringer i Norge." FoU-rapport 2. Kristiansand: Agderforskning.

Randøy, Trond og R. Øystein Strøm. 2014. "Godtgjørelse til ledende ansatte: En gjennomgang av statens retningslinjer." Sørlandsforskning AS.

- Robert, Anthony N., Vijay Govindarajan, Frank G.H. Hartmann, Kalle Kraus and Göran Nilsson. 2014. *Management control systems*. Berkshire: McGraw-Hill Education.
- Seierstad, Cathrine and Tore Opsahl. 2011. "For the few not the many? The effects of affirmative action on presence, prominence, and social capital of women directors in Norway." *Scandinavian Journal of Management* 27: 44-54.
- Silverman, Irwin W. 2003. "Gender Differences in Delay of Gratification: A Meta-Analysis." *Sex Roles* 49(9/10): 451-463.
- Skalpe, Ole. 2009. "Lederlønn i private bedrifter." *Praktisk økonomi & finans* 25(3): 96-110. St.meld.nr.13 (2006-2007). *Et aktivt og langsiktig eierskap*. Nærings- og handelsdepartementet.
- Staubo, Siv and Øyvind Bøhren. 2013. "Regulation and Corporate Board Composition." Doktoravhandling. BI Norwegian Business School, Oslo.
- Storvik, Aagoth and Mari Teigen. 2010. "Women on Board - The Norwegian Experience." Berlin: Friedrich-Ebert-Stiftung, International Policy Analysis.
- Strøm, R. Øystein, Bert D'Espallier and Roy Mersland. 2014. "Female leadership, performance, and governance in microfinance institutions." *Journal of Banking & Finance* 42: 60-75.
- Svalund, Jørgen. 2008. "Norske lederlønninger 2006." Fafo-rapport. <http://www.fafarkiv.no/pub/rapp/20059/20059.pdf> (20.02.2015)
- Teigen, Mari. 2012. "Gender Quotas on Corporate Boards: On the Diffusion of a Distinct National Policy Reform." In *Firms, Boards and Gender Quotas: Comparative Perspectives*, eds. Fredrik Engelstad and Mari Teigen. Bingley: Emerald.
- Teigen, Mari. 2015. "Prosentandel kvinner i styret i ASA-er fra 2002-2012."
- Tirole, Jean. 2001. "Corporate Governance." *Econometrica* 69(1): 1-35.
- Tosi, Henry L., Steve Werner, Jeffery P. Katz and Luis R. Gomez-Mejia. 2000. "How Much Does Performance Matter? A Meta-Analysis of CEO Pay Studies." *Journal of Management* 26(2): 301-339.

## 8. Appendiks

### Appendiks 1: Prosentandel kvinnelige styremedlemmer i ulike selskaper i norsk næringsliv 2002-2012.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
AS	10	15	16	16	17	17	17	17	17	17	17
<b>ASA</b>	<b>4</b>	<b>9</b>	<b>12</b>	<b>18</b>	<b>25</b>	<b>36</b>	<b>40</b>	<b>40</b>	<b>40</b>	<b>41</b>	<b>41</b>
Stat AS	7	16	20	24	27	27	27	27	27	28	28
Kommune AS	11	21	23	26	27	28	29	30	31	31	32
Statsforetak	39	42	45	47	47	44	44	46	46	47	47
Fylkeskommunale foretak	27	37	38	42	38	38	39	46	42	44	49
Interkommunal	8	28	33	35	38	40	42	44	45	45	45
Kommunale foretak	16	35	35	35	36	37	39	39	39	39	40
Samvirkeforetak	-	-	-	-	-	-	21	27	31	31	31

## Appendiks 2: Regresjonsresultater for aksjebeta til Orkla, Telenor og Schibsted, 2003-2009.

### Beta til Orkla for 2003

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,583409545
R-kvadrat	0,340366697
Justert R-kvadrat	0,337696117
Standardfeil	0,012866258
Observasjoner	249

Variansanalyse					
	fg	SK	GK	F	Signifikans-F
Regresjon	1	0,021098225	0,021098225	127,4504697	4,16609E-24
Residualer	247	0,040888524	0,000165541		
Totalt	248	0,06198675			

	Koeffisienter	Standardfeil	t-Stat	P-verdi	Nederste 95%	Øverste 95%
Skjæringspunkt	-0,000335363	0,000823828	-0,407078885	0,684302597	-0,001957986	0,00128726
X-variabel 1	<b>0,848584962</b>	0,075166549	11,28939634	4,16609E-24	0,700535818	0,996634106

### Beta til Orkla 2004

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,438103831
R-kvadrat	0,191934967
Justert R-kvadrat	0,188702706
Standardfeil	0,016256258
Observasjoner	252

Variansanalyse					
	fg	SK	GK	F	Signifikans-F
Regresjon	1	0,015692386	0,015692386	59,38103945	3,05331E-13
Residualer	250	0,066066485	0,000264266		
Totalt	251	0,081758871			

	Koeffisienter	Standardfeil	t-Stat	P-verdi	Nederste 95%	Øverste 95%
Skjæringspunkt	0,00011033	0,001035146	0,106583931	0,915204544	-0,001928388	0,002149048
X-variabel 1	<b>0,916179837</b>	0,11889315	7,705909385	3,05331E-13	0,68201997	1,150339704

### Beta til Orkla 2005

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,429181892
R-kvadrat	0,184197096
Justert R-kvadrat	0,180933885
Standardfeil	0,012529214
Observasjoner	252

Variansanalyse					
	fg	SK	GK	F	Signifikans-F
Regresjon	1	0,00886105	0,00886105	56,44656802	1,025E-12
Residualer	250	0,039245298	0,000156981		
Totalt	251	0,048106347			

	Koeffisienter	Standardfeil	t-Stat	P-verdi	Nederste 95%	Øverste 95%
Skjæringspunkt	0,000643195	0,000796087	0,807944935	0,419890383	-0,000924698	0,002211087
X-variabel 1	<b>0,565613162</b>	0,075283662	7,513093106	1,025E-12	0,417342111	0,713884214

### Beta til Orkla 2006

<i>Regresjonsstatistikk</i>	
Multippel R	0,64071055
R-kvadrat	0,410510009
Justert R-kvadrat	0,408133033
Standardfeil	0,01272439
Observasjoner	250

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,027962303	0,027962303	172,7026476	2,71789E-30
Residualer	248	0,040153704	0,00016191		
Totalt	249	0,068116007			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,000310283	0,000807163	0,384411539	0,701002865	-0,001279486	0,001900051
X-variabel 1	<b>0,654280816</b>	0,049786855	13,14163793	2,71789E-30	0,55622184	0,752339793

### Beta til Orkla 2007

<i>Regresjonsstatistikk</i>	
Multippel R	0,733200628
R-kvadrat	0,537583161
Justert R-kvadrat	0,535711028
Standardfeil	0,012928337
Observasjoner	249

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,047994812	0,047994812	287,1500986	2,95186E-43
Residualer	247	0,041284049	0,000167142		
Totalt	248	0,089278861			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,001259257	0,000819839	1,535980517	0,125823108	-0,00035551	0,002874025
X-variabel 1	<b>1,091861682</b>	0,06443371	16,94550379	2,95186E-43	0,964952095	1,218771268

### Beta til Orkla 2008

<i>Regresjonsstatistikk</i>	
Multippel R	0,825240649
R-kvadrat	0,681022129
Justert R-kvadrat	0,679741094
Standardfeil	0,022250614
Observasjoner	251

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,263198863	0,263198863	531,6184159	1,00973E-63
Residualer	249	0,123277364	0,00049509		
Totalt	250	0,386476227			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,000186352	0,001409337	0,132226749	0,894911729	-0,002589389	0,002962093
X-variabel 1	<b>1,037646101</b>	0,045003807	23,05685182	1,00973E-63	0,949009445	1,126282757

### Beta til Orkla 2009

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,804184669
R-kvadrat	0,646712982
Justert R-kvadrat	0,645288437
Standardfeil	0,014400755
Observasjoner	250

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,094146914	0,094146914	453,9788084	5,83188E-58
Residualer	248	0,051430671	0,000207382		
Totalt	249	0,145577584			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	-0,00094013	0,000914699	-1,027803431	0,305043698	-0,002741699	0,000861438
X-variabel 1	<b>0,903489791</b>	0,042403867	21,30677846	5,83188E-58	0,819972168	0,987007414

### Beta til Telenor 2003

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,636951436
R-kvadrat	0,405707132
Justert R-kvadrat	0,403301088
Standardfeil	0,013963375
Observasjoner	249

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,032876826	0,032877	168,6199967	9,71832E-30
Residualer	247	0,048159033	0,000195		
Totalt	248	0,081035858			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,000419498	0,000894076	0,469197	0,63934244	-0,001341487	0,002180484
X-variabel 1	<b>1,059295941</b>	0,081576068	12,98538	9,71832E-30	0,898622513	1,219969369

### Beta til Telenor 2004

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,619869375
R-kvadrat	0,384238042
Justert R-kvadrat	0,381774994
Standardfeil	0,011655859
Observasjoner	252

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,021194153	0,021194153	156,0010473	3,83816E-28
Residualer	250	0,033964761	0,000135859		
Totalt	251	0,055158914			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	-0,000303874	0,000742207	-0,409419974	0,682582045	-0,00176565	0,001157901
X-variabel 1	<b>1,064741713</b>	0,085247276	12,49003792	3,83816E-28	0,896847339	1,232636086

### Beta til Telenor 2005

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,524823548
R-kvadrat	0,275439757
Justert R-kvadrat	0,272541516
Standardfeil	0,007694166
Observasjoner	252

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,005626201	0,005626201	95,03687223	3,07194E-19
Residualer	250	0,014800047	5,92002E-05		
Totalt	251	0,020426248			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,499783309	0,000488876	1022,31163	0	0,498820469	0,500746149
X-variabel 1	<b>0,450696862</b>	0,046231551	9,748685667	3,07194E-19	0,359643896	0,541749828

### Beta til Telenor 2006

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,534978186
R-kvadrat	0,286201659
Justert R-kvadrat	0,28332344
Standardfeil	0,015878296
Observasjoner	250

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,025070102	0,025070102	99,4370644	6,53245E-20
Residualer	248	0,062525834	0,00025212		
Totalt	249	0,087595936			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,001670111	0,001007229	1,658124765	0,098556555	-0,000313702	0,003653924
X-variabel 1	<b>0,619520632</b>	0,062127178	9,971813496	6,53245E-20	0,497156455	0,74188481

### Beta til Telenor 2007

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,568208171
R-kvadrat	0,322860525
Justert R-kvadrat	0,32011907
Standardfeil	0,015444236
Observasjoner	249

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,028090965	0,028090965	117,7697545	1,08595E-22
Residualer	247	0,058915537	0,000238524		
Totalt	248	0,087006502			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,000138189	0,000979383	0,141098022	0,887907512	-0,001790818	0,002067196
X-variabel 1	<b>0,835321778</b>	0,076972735	10,85217741	1,08595E-22	0,683715143	0,986928413

### Beta til Telenor 2008

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,594486553
R-kvadrat	0,353414262
Justert R-kvadrat	0,350817532
Standardfeil	0,029142863
Observasjoner	251

Variansanalyse					
	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,115590389	0,115590389	136,0997406	2,23411E-25
Residualer	249	0,211477308	0,000849306		
Totalt	250	0,327067697			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	-0,001609556	0,001845887	-0,871968987	0,384065294	-0,005245098	0,002025986
X-variabel 1	<b>0,687651058</b>	0,058943981	11,66617935	2,23411E-25	0,571558714	0,803743403

### Beta til Telenor 2009

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,718524255
R-kvadrat	0,516277106
Justert R-kvadrat	0,51432661
Standardfeil	0,019095469
Observasjoner	250

Variansanalyse					
	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,096515833	0,096515833	264,690226	5,44761E-41
Residualer	248	0,090429961	0,000364637		
Totalt	249	0,186945794			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,000585116	0,001212895	0,48241307	0,629938049	-0,001803772	0,002974004
X-variabel 1	<b>0,914785956</b>	0,056227728	16,26930318	5,44761E-41	0,804041192	1,02553072

### Beta til Schibsted 2003

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,387262173
R-kvadrat	0,149971991
Justert R-kvadrat	0,146530582
Standardfeil	0,018751021
Observasjoner	249

Variansanalyse					
	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,015322291	0,015322291	43,57866016	2,47041E-10
Residualer	247	0,086845396	0,000351601		
Totalt	248	0,102167687			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,001019841	0,001200629	0,849421921	0,396469093	-0,001344937	0,003384619
X-variabel 1	<b>0,72315972</b>	0,109546193	6,601413497	2,47041E-10	0,507395921	0,938923519



### Beta til Schibsted 2004

<i>Regresjonsstatistikk</i>	
Multippel R	0,383476966
R-kvadrat	0,147054584
Justert R-kvadrat	0,143642802
Standardfeil	0,01658344
Observasjoner	252

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,011853499	0,011853499	43,10199134	2,98174E-10
Residualer	250	0,068752621	0,00027501		
Totalt	251	0,08060612			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,000659805	0,00105598	0,624827809	0,532653929	-0,001419945	0,002739556
X-variabel 1	<b>0,796268486</b>	0,121286052	6,565210685	2,98174E-10	0,557395801	1,035141171

### Beta til Schibsted 2005

<i>Regresjonsstatistikk</i>	
Multippel R	0,378781306
R-kvadrat	0,143475278
Justert R-kvadrat	0,140049179
Standardfeil	0,018110139
Observasjoner	252

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,01373475	0,01373475	41,87715605	5,09202E-10
Residualer	250	0,081994287	0,000327977		
Totalt	251	0,095729037			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	-0,000208025	0,001150691	-0,180782255	0,85668496	-0,002474308	0,002058259
X-variabel 1	<b>0,704185872</b>	0,108817493	6,471256142	5,09202E-10	0,489869994	0,918501751

### Beta til Schibsted 2006

<i>Regresjonsstatistikk</i>	
Multippel R	0,388761536
R-kvadrat	0,151135532
Justert R-kvadrat	0,147712692
Standardfeil	0,017894908
Observasjoner	250

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,014139656	0,014139656	44,15500166	1,9111E-10
Residualer	248	0,079416478	0,000320228		
Totalt	249	0,093556134			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	-1,07863E-06	0,001135151	-0,000950206	0,999242609	-0,002236845	0,002234687
X-variabel 1	<b>0,46526153</b>	0,070017595	6,644922999	1,9111E-10	0,327356579	0,603166481

### Beta til Schibsted 2007

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,431017429
R-kvadrat	0,185776024
Justert R-kvadrat	0,182479571
Standardfeil	0,019596366
Observasjoner	249

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,021641822	0,021641822	56,35633365	1,09696E-12
Residualer	247	0,094852338	0,000384018		
Totalt	248	0,11649416			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	4,4053E-05	0,001242687	0,035449837	0,971749677	-0,002403561	0,002491667
X-variabel 1	<b>0,73319144</b>	0,097666589	7,507085563	1,09696E-12	0,540825885	0,925556994

### Beta til Schibsted 2008

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,693672487
R-kvadrat	0,48118152
Justert R-kvadrat	0,479097911
Standardfeil	0,027938356
Observasjoner	251

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,180257992	0,180257992	230,9366435	2,39787E-37
Residualer	249	0,194357375	0,000780552		
Totalt	250	0,374615367			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	-0,001195445	0,001769594	-0,67554754	0,49995484	-0,004680726	0,002289836
X-variabel 1	<b>0,858725813</b>	0,05650776	15,19659974	2,39787E-37	0,747431696	0,97001993

### Beta til Schibsted 2009

Regresjonsstatistikk	
Multippel R	0,497073886
R-kvadrat	0,247082448
Justert R-kvadrat	0,24404649
Standardfeil	0,036045834
Observasjoner	250

#### Variansanalyse

	<i>fg</i>	<i>SK</i>	<i>GK</i>	<i>F</i>	<i>Signifikans-F</i>
Regresjon	1	0,105744141	0,105744141	81,38533497	5,24075E-17
Residualer	248	0,322226934	0,001299302		
Totalt	249	0,427971075			

	<i>Koeffisienter</i>	<i>Standardfeil</i>	<i>t-Stat</i>	<i>P-verdi</i>	<i>Nederste 95%</i>	<i>Øverste 95%</i>
Skjæringspunkt	0,001345847	0,002289538	0,587824584	0,557184906	-0,003163572	0,005855265
X-variabel 1	<b>0,957521122</b>	0,106139072	9,021382099	5,24075E-17	0,74847219	1,166570053

### Appendiks 3: Opsjonsberegning, Telenor (2003-2009). Tall i 1000.

Telenor	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2003	21.02.02	157,41	1	33	28,52 %	28,52 %	5,04 %	43,5	5 %	1,06	46,23	0	
	21.06.02	89,59	1	50	28,52 %	28,52 %	5,04 %	43,5	5 %	1,06	46,23	0	
Telenor	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2004	21.02.02	129,60	1	67	23,53 %	26,03 %	4,36 %	55	5 %	1,06	58,45	0	
	21.06.02	58,59	1	100	23,53 %	26,03 %	4,36 %	55	5 %	1,06	58,5	0	
	21.02.03	27,86	1	83	23,53 %	26,03 %	4,36 %	55	5 %	1,06	58,45	30,59	1608
Telenor	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2005	21.02.02	115,14	1	100	28,64 %	26,90 %	3,74 %	66,3	5 %	0,45	67,87	0	
	21.06.02	53,31	1	150	28,64 %	26,90 %	3,74 %	66,3	5 %	0,45	67,87	14,56	1598
	21.02.03	29,36	1	167	28,64 %	26,90 %	3,74 %	66,3	5 %	0,45	67,87	38,51	3866
Telenor	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2006	21.02.03	30,94	1	230	29,66 %	27,59 %	4,07 %	117,3	5 %	0,62	121,2	90,31	10549
	2006	74,90	3	100	29,66 %	27,59 %	4,07 %	117,3	5 %	0,62	156,5	81,63	3753
Utøvd: 270	21.06.02	56,19	1	150	29,66 %	27,59 %	4,07 %	117,3	5 %	0,62	121,2	65,06	5292
	21.02.02	116,56	1	100	29,66 %	27,59 %	4,07 %	117,3	5 %	0,62	121,2	4,69	430
	21.02.03	30,94	1	20	29,66 %	27,59 %	4,07 %	117,3	5 %	0,62	121,2	90,31	917
Telenor	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2007	21.02.03	32,61	1	230	29,56 %	27,98 %	4,78 %	129,8	5 %	0,84	136,4	103,77	11789
	2006	74,90	3	100	29,56 %	27,98 %	4,78 %	129,8	5 %	0,84	157,4	82,53	3887
Telenor	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2008	21.02.03	34,36	1	230	57,30 %	32,87 %	4,47 %	46,3	5 %	0,69	47,47	13,11	2252
	2006	74,90	3	100	57,30 %	32,87 %	4,47 %	46,3	5 %	0,69	47,47	0	
Telenor	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2009	21.02.03	36,21	1	200	43,32 %	34,36 %	4,00 %	81,1	5 %	0,91	83,25	47,04	5444
	2006	74,90	3	100	43,32 %	34,36 %	4,00 %	81,1	5 %	0,91	83,25	8,35	683
Utøvd: 30	21.02.03	36,21	1	30	43,32 %	34,36 %	4,00 %	81,1	5 %	0,91	83,25	47,04	817

#### Appendiks 4: Opsjonsberegning, Schibsted (2003-2009). Tall i 1000.

Schibsted	Tildelt	X	T	Antall	$\sigma$	Gj.snitt $\sigma$	rf	So	rf-rm	Beta	E(St)	CT	Opsjon
2003	2001	100	3	30	32,03 %	32,03 %	5,04 %	91,3	5 %	0,72	94,50	0	0
	2002	93	3	30	32,03 %	32,03 %	5,04 %	91,3	5 %	0,72	104,57	11,57	241
	2003	98	3	30	32,03 %	32,03 %	5,04 %	91,3	5 %	0,72	123,29	25,29	429
2004	2002	93	3	30	28,45 %	30,24 %	4,36 %	137,1	5 %	0,80	142,29	49,29	812
	2003	98	3	30	28,45 %	30,24 %	4,36 %	137,1	5 %	0,80	158,66	60,66	919
	2004	120	3	30	28,45 %	30,24 %	4,36 %	137,1	5 %	0,80	189,35	69,35	980
Utøvd	2001	100	3	30	28,45 %	30,24 %	4,36 %	155	5 %	0,80	160,87	60,87	1004
2005	2002	93	3	30	31,00 %	30,49 %	3,74 %	160,2	5 %	0,70	164,35	71,35	1140
	2003	98	3	30	31,00 %	30,49 %	3,74 %	160,2	5 %	0,70	164,35	66,35	1036
	2004	120	3	30	31,00 %	30,49 %	3,74 %	160,2	5 %	0,70	177,23	57,23	888
	2005	151,3	3	30	31,00 %	30,49 %	3,74 %	160,2	5 %	0,70	200,53	49,23	759
2006	2003	98	3	30	30,65 %	30,53 %	4,07 %	177,7	5 %	0,47	180,83	82,83	1284
	2004	120	3	30	30,65 %	30,53 %	4,07 %	177,7	5 %	0,47	180,83	60,83	964
	2005	151,3	3	30	30,65 %	30,53 %	4,07 %	177,7	5 %	0,47	190,42	39,12	651
	2006	179,4	3	30	30,65 %	30,53 %	4,07 %	177,7	5 %	0,47	207,34	27,94	478
Utøvd	2002	93	3	30	30,65 %	30,53 %	4,07 %	177,7	5 %	0,47	180,83	87,83	1346
2007	2004	120	3	30	34,20 %	31,27 %	4,78 %	187,7	5 %	0,73	194,35	74,35	1178
	2005	151,3	3	30	34,20 %	31,27 %	4,78 %	187,7	5 %	0,73	194,35	43,05	726
	2006	179,4	3	30	34,20 %	31,27 %	4,78 %	187,7	5 %	0,73	215,24	35,84	598
	2007	302,1	3	30	34,20 %	31,27 %	4,78 %	187,7	5 %	0,73	254,12	0	0
Utøvd	2003	98	3	30	34,20 %	31,27 %	4,78 %	187,7	5 %	0,73	194,35	96,35	1449
2008	2005	151,3	3	30	61,33 %	36,28 %	4,47 %	66,2	5 %	0,86	67,65	0	0
	2006	179,4	3	30	61,33 %	36,28 %	4,47 %	66,2	5 %	0,86	67,65	0	0
	2007	302,1	3	30	61,33 %	36,28 %	4,47 %	66,2	5 %	0,86	72,13	0	0
	2008	166,7	3	30	61,33 %	36,28 %	4,47 %	66,2	5 %	0,86	80,12	0	0
2009	2006	179,4	3	7,5	65,55 %	40,46 %	4,00 %	130,1	5 %	0,96	130,90	0	0
	2007	302,1	3	7,5	65,55 %	40,46 %	4,00 %	130,1	5 %	0,96	130,90	0	0
	2008	166,7	3	7,5	65,55 %	40,46 %	4,00 %	130,1	5 %	0,96	133,32	0	0
	2009	64,1	3	30	65,55 %	40,46 %	4,00 %	130,1	5 %	0,96	137,44	73,34	1036
Utøvd	2005	151,3	3	7,5	65,55 %	40,46 %	4,00 %	130,1	5 %	0,96	130,90	0	0

**Appendiks 5: Lønnsstatistikk for fem selskaper, 2003-2009. Tall i 1000.**

Navn	Nr	År	Grunnlønn	LTI	Bonus	Natural	Pensjon	Opsjon
DnB	1	2003	3202	0	533	269	118	0
DnB	1	2004	3963	0	400	223	120	0
DnB	1	2005	4244	0	1925	364	257	0
DnB	1	2006	4709	0	2460	239	4553	0
DnB	1	2007	4200	0	0	258	2913	0
DnB	1	2008	4311	0	1276	246	2995	0
DnB	1	2009	4639	0	0	305	3272	0
Telenor	2	2003	3200	0	0	118	1677	0
Telenor	2	2004	3500	0	0	112	1968	1608
Telenor	2	2005	4000	0	1039	130	1309	5464
Telenor	2	2006	4140	0	1331	227	1736	20942
Telenor	2	2007	4300	1290	1615	187	1496	15677
Telenor	2	2008	4800	1440	1146	179	1705	2252
Telenor	2	2009	4800	1958	1491	217	1832	6988
Storebrand	3	2003	3335	0	0	181	380	0
Storebrand	3	2004	3293	0	3282	152	414	0
Storebrand	3	2005	3404	0	1489	207	706	0
Storebrand	3	2006	3539	0	1822	232	726	0
Storebrand	3	2007	3602	0	2248	249	675	0
Storebrand	3	2008	4176	0	4642	282	955	0
Storebrand	3	2009	4529	0	1009	282	893	0
Orkla	4	2003	3536	0	0	135	563	0
Orkla	4	2004	3607	0	0	132	740	1294
Orkla	4	2005	3708	0	0	199	514	0
Orkla	4	2006	4014	0	0	210	792	0
Orkla	4	2007	4205	0	0	197	878	7920
Orkla	4	2008	4981	0	0	237	1014	9348
Orkla	4	2009	5032	0	1038	235	1038	9459
Schibsted	5	2003	2942	0	0	188	875	670
Schibsted	5	2004	2410	0	963	195	888	3715
Schibsted	5	2005	2700	0	650	216	829	3822
Schibsted	5	2006	2805	0	975	0	890	4722
Schibsted	5	2007	2992	0	1125	0	1520	3951
Schibsted	5	2008	3135	0	942	265	1557	0
Schibsted	5	2009	2445	0	580	221	1333	1036